



**Centre d'économie
du développement**
IFReDE-GRES - Université-Bordeaux IV

Document de travail

DT/117/2005

**A la recherche de l'insaisissable
dynamique de pauvreté au Burkina Faso.
Une nouvelle évidence empirique**

par

Jean-Pierre Lachaud

Professeur, Directeur du Centre d'économie du développement

(Membre de l'IFReDE-GRES)

Université Montesquieu-Bordeaux IV

A la recherche de l'insaisissable dynamique de pauvreté au Burkina Faso. Une nouvelle évidence empirique

Jean-Pierre Lachaud, Professeur

*Directeur du Centre d'économie du développement (Membre de l'IFReDE-GRES)
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

Résumé :

La recherche contribue au débat relatif à la dynamique de pauvreté au Burkina Faso au cours de la période 1994-2003, et présente de nouvelles évidences empiriques en termes monétaire et non monétaire. *En premier lieu*, le débat quant à l'appréhension de la dynamique de pauvreté suggère de multiples questionnements : (i) la légitimité d'une approche macro-économique de la pauvreté par rapport à une investigation micro-économique est théoriquement et empiriquement non fondée ; (ii) la robustesse des comparaisons de bien-être dans le temps demeure ambivalente, et l'éventualité d'une compensation des effets dus à la variation de la méthodologie du questionnaire – moment des enquêtes, période de référence et variation des produits – sur l'indicateur de bien-être n'est pas assurée ; (iii) la révision des lignes de pauvreté est un processus risqué, dans la mesure où les informations disponibles sont insuffisantes pour construire des seuils de pauvreté rigoureusement fondés sur la méthode du coût des besoins de base, et de nouvelles approches montrent *à la fois* une baisse et une hausse de la pauvreté monétaire entre 1994 et 2003 ; (iv) le recours aux indicateurs non monétaires partiels, pour justifier telle ou telle dynamique de pauvreté monétaire, est une option incertaine, et peut même être contre-productif – par exemple, le constat du déclin simultané du ratio de pauvreté et du taux de scolarisation en milieu rural questionne la cohérence de la dynamique des indicateurs. *En deuxième lieu*, ces questionnements conduisent à tester la dynamique des privations en utilisant un ensemble d'indicateurs non monétaires des ménages : la possession d'actifs physiques au niveau des familles, l'ampleur du capital humain en termes d'éducation, relatif au chef de ménage et aux membres du groupe, et les ressources sociales appréhendées par les envois de fonds nationaux et étrangers. Dans ce contexte, deux approches sont mises en oeuvre : l'une fondée sur une analyse en composantes principales non linéaire, l'autre par rapport à une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes des capacités. La principale conclusion qui se dégage de la recherche est une *légère augmentation* – voire une relative stabilité – des mesures *cardinales* de la pauvreté au cours de la période 1994-2003. En outre, les mesures *ordinales* de la pauvreté non monétaire, issues de l'indice de l'analyse en composantes principales, mettent en lumière une dynamique en U renversé de cette dernière : la pauvreté globale non monétaire est supérieure en 2003 par rapport à 1994, mais le niveau de 1998 est plus élevé que celui de 1994. Ces résultats recoupent, en grande partie, ceux qui ont été obtenus lors de l'appréhension de la dynamique de pauvreté monétaire, fondée sur les nouvelles estimations des lignes de pauvreté, à l'aide de la méthode non paramétrique du coût des besoins de base. Ainsi, les approches non monétaires de la pauvreté ne confirment pas le déclin de cette dernière en termes monétaire entre 1994 et 2003, suggéré par de récentes études, et il est troublant de constater une quasi-similitude des résultats des approches monétaires et non monétaires sur une aussi longue période.

Abstract : *The Elusive Quest for Poverty Dynamics in Burkina Faso. A New Empirical Evidence*

The study contributes to the debate relating the quest for poverty dynamics in Burkina Faso between 1994 and 2003, and presents new empirical evidences in monetary and non-monetary terms. *Firstly*, the debate relating to poverty dynamics suggests several questioning: (i) the legitimacy of a macro-economic approach of poverty compared to a micro-economic investigation is theoretically and empirically unjustified; (ii) the robustness of comparisons of welfare between surveys remains ambivalent, and the possibility of compensation of the effects owing to the changes in methodology of questionnaires – time of the investigations, recall period and variation of products – on the welfare indicator is uncertain; (iii) the revision of poverty lines is a risked process, insofar as information available is insufficient to build poverty lines rigorously based on the cost-of-basic-needs method, and new approaches show *at the same time* a reduction and an increase in monetary poverty between 1994 and 2003; (iv) the recourse to partial non-monetary indicators to justify the dynamics of monetary poverty is a dubious option, and can even be counter-productive – for example, the report of a simultaneous decline of poverty and schooling in rural areas questions the coherence of the dynamics of indicators. *Secondly*, this questioning encourages to test the dynamics of deprivations based on the availability of households' assets: possession of physical assets by the families, importance of human capital in terms of education, and social resources specified by national and foreign remittances. In this context, two approaches are implemented: one based on a nonlinear principal components analysis, the other on a micro-multidimensional measurement of poverty in terms of capabilities. The main conclusion which emanates from research is a *small increase* – even relative stability – in *cardinal* measurements of poverty between 1994 and 2003. Moreover, *ordinal* measurements of non-monetary poverty related to the index of principal components analysis, suggest a U-shaped dynamics: the global poverty is higher in 2003 compared to 1994, but the level of 1998 is higher than that of 1994. These results agree, mainly, with those which were obtained by the apprehension of the monetary dynamics of poverty, based on new estimates of poverty lines, using a non-parametric approach of the cost-of-basic-needs method. Thus, non-monetary measures of poverty do not confirm the decline of the latter in monetary terms between 1994 and 2003, suggested by recent studies, and it is disconcerting to note a quasi-similarity of results of approaches over such a long period.

Mots-clés : Pauvreté non monétaire ; Pauvreté multidimensionnelle ; Capabilités ; Analyse en composantes principales non linéaire; Burkina Faso ; Comptabilité nationale
Keywords : Non-Monetary Poverty ; Multidimensional Poverty ; Capabilities ; Categorical Principal Components Analysis ; Burkina Faso ; National Accounts

JEL classification : I31, I32

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	La dynamique de pauvreté monétaire : aventures et mésaventures	1
1.	<i>Macro versus micro : un vrai questionnement</i>	2
2.	<i>La stabilité incertaine de l'indicateur de bien-être</i>	4
3.	<i>Revisiter les lignes de pauvreté : un processus risqué</i>	8
4.	<i>Les potentialités limitées des indicateurs non monétaires partiels</i>	12
3.	La dynamique de pauvreté non monétaire : une nouvelle évidence empirique	14
1.	<i>L'approche en composantes principales non linéaire</i>	14
A.	Concepts et méthodes	14
B.	Analyse	17
2.	<i>L'approche micro-multidimensionnelle</i>	19
A.	Concepts et méthodes	19
B.	Analyse	21
4.	Conclusion	24
	Références bibliographiques	26
	Annexes	29

1. Introduction

Dans un ouvrage récent, W. Easterly contait les aventures et les mésaventures des économistes sous les tropiques, lors de leur inlassable quête de la croissance économique fondée sur les enseignements du modèle de Harrod-Domar (Easterly, 2002). Dans une certaine mesure, l'insuccès des économistes du développement est probablement en relation avec le contraste persistant entre la globalisation de la richesse et l'étendue de la pauvreté. Néanmoins, si le désenchantement des économistes, évoqué par W. Easterly, est inhérent à l'exécution d'un projet ambitieux – identifier les moyens par lesquels les pays pauvres peuvent devenir riches –, des désillusions frappent aussi fréquemment les chercheurs lors de quêtes moins audacieuses. Ainsi, la gestion efficace des actions proposées pour atténuer l'ampleur des privations – par exemple, dans les « Cadres stratégiques de lutte contre la pauvreté » en Afrique –, nécessite la disponibilité et la pérennité d'indicateurs fiables de suivi et d'évaluation de la pauvreté, du développement humain et des objectifs internationaux de développement. Or, dans maints pays en développement, malgré les progrès substantiels réalisés en matière de collecte des statistiques sociales, les conclusions quant à l'appréhension du niveau et de la dynamique des états sociaux demeurent souvent fragiles. Quelques exemples permettent de fixer les idées.

En Inde, pays où le système statistique est historiquement l'un des meilleurs au monde pour mesurer la pauvreté, l'évolution de cette dernière fait l'objet d'un vif débat (Deaton, Kozel, 2004). Selon le gouvernement indien, le ratio de pauvreté nationale aurait décliné de 36 à 26 pour cent entre 1993-94 et 1999-2000, et de 37 à 27 pour cent en milieu rural. Or, d'autres estimations, fondées sur des arguments à la fois politiques et statistiques, mettent en évidence une plus faible réduction de la pauvreté, voire une stagnation, notamment dans le secteur rural¹. En Chine, Ravallion (2004) indique qu'entre 1981 et 2001, la pauvreté nationale a baissé de 23 à 3 pour cent selon l'ancienne ligne de pauvreté, mais de 53 à 8 pour cent lorsqu'un nouveau seuil des privations est pris en compte. De même, Reddy et Minoiu (2005) citent des recherches indiquant que le ratio de pauvreté dans les milieux rural et urbain chinois avait baissé, respectivement, de 35,1 à 28,6 pour cent et de 8,2 à 8,0 pour cent entre 1988 et 1995, alors que l'estimation inhérente à Ravallion (2004) affiche des taux de pauvreté au cours de la même période variant de 23,2 à 20,4 pour cent, et de 2,1 à 0,9 pour cent, respectivement, dans les campagnes et les villes. En Afrique, où la disponibilité de statistiques sociales est plus récente, certaines évolutions demeurent encore plus contrastées. Par exemple, au Burkina Faso, les estimations officielles de l'INSD (1996, 2000, 2004) suggèrent une légère hausse du ratio de pauvreté nationale de 44,5 à 46,4 pour cent, statistiquement significative, entre 1994 et 2003, confirmée par des approches non monétaires (Lachaud, 2005), alors que d'autres études indiquent un net déclin des privations au cours de la période (Grimm, Günther, 2005) – 55,5 à 47,2 pour cent.

La présente étude s'inscrit dans ce contexte, et propose de contribuer au débat concernant la dynamique de pauvreté au Burkina Faso au cours des dix dernières années. En effet, dans ce pays sahélien, malgré l'existence de nombreux instruments d'investigation de la pauvreté, tant en ce qui concerne l'espace de l'« utilité » que celui des « capacités », une interrogation majeure quant à la configuration de la dynamique des privations prévaut au cours de la période 1994-2003. D'une part, les analyses de l'Institut national de la statistique et de la démographie (INSD, 1996, 2000, 2004), et plusieurs recherches spécifiques (Lachaud, 2001, 2003), ont montré que l'incidence de la pauvreté monétaire avait significativement *augmenté* entre 1994 et 2003. D'autre part, certaines investigations suggèrent une *baisse* de la pauvreté monétaire, non seulement entre 1998 et 2003 (Tesliuc, 2004), mais aussi au cours de la période 1994-2003 (Grimm, Günther, 2005). Dans cette optique, la recherche propose deux tests, qui prolongent et affinent une précédente investigation sur ce sujet portant sur la période 1998-2003 (Lachaud, 2005). La deuxième partie explore l'opportunité d'une comparaison de la pauvreté monétaire entre 1994 et 2003, et suggère une nouvelle évaluation en fonction de seuils de privations revisités. La troisième partie est consacrée à l'appréhension de la dynamique de la pauvreté non monétaire selon deux approches – analyse en composantes principales, et génération d'un indice micro-multidimensionnel.

2. La dynamique de pauvreté monétaire : aventures et mésaventures

Au Burkina Faso, plusieurs outils statistiques, probablement les plus développés de la sous-région, constituent un élément important d'un système d'informations sur la pauvreté, utiles pour le ciblage et

¹ Deaton et Kozel (2004) rapportent différentes estimations du ratio de pauvreté au cours des années 1990, allant, par exemple, en milieu rural, d'une vue « pessimiste » – 31,9 à 29,1 pour cent – à une vue plus « optimiste » – 37,3 à 30,2 pour cent.

l'évaluation des politiques, et le pilotage des interventions spécifiques du CSLP, élaboré au cours de l'année 2000². Tout d'abord, trois enquêtes auprès des ménages de type prioritaires – 1994, 1998 et 2003 –, ayant une portée nationale et fondées sur des échantillons importants³, permettent d'obtenir des informations détaillées, en particulier sur les dépenses des ménages, et parfois sur les revenus, tandis que trois enquêtes démographiques et de santé – 1992-93, 1998-99 et 2003 – contribuent à mieux connaître divers indicateurs démographiques, ainsi que certains éléments liés aux « capacités » – mortalité des enfants, santé maternelle et infantile, etc.⁴. Ensuite, les instruments d'investigation liés aux statistiques administratives et aux indicateurs sociaux constituent une information potentiellement abondante – éducation, santé, emploi. Enfin, d'autres instruments plus légers ont été mis en œuvre afin d'obtenir des résultats rapides et ciblés pour certains groupes de la population, en particulier en milieu urbain – enquêtes sur l'emploi de 1992 et de 2001 à Ouagadougou –, alors que des investigations qualitatives ont permis d'obtenir une expression de la pauvreté par les individus eux-mêmes (Bere, 2003 ; Ministère de l'économie et du développement, 2002).

Malgré tout, les comparaisons de pauvreté monétaire au cours de la période 1994-2003 demeurent fragiles, et font apparaître maints questionnements, parmi lesquels quatre d'entre eux semblent inéluctables : (i) la comparaison des agrégats relatifs aux comptes nationaux – consommation privée – et aux enquêtes – dépenses des ménages – n'est pas nécessairement légitime ; (ii) l'hétérogénéité des investigations statistiques – période de l'enquête, nature des périodes de référence, structure des produits, etc. – altère la robustesse des comparaisons dans le temps ; (iii) l'estimation de nouvelles lignes de pauvreté en présence d'une information inadaptée constitue un processus risqué ; (iv) la référence à des indicateurs non monétaires partiels – éducation, morbidité, etc. – n'est pas satisfaisante. Examinons successivement ces divers aspects.

1. Macro versus micro : un vrai questionnement

La littérature sur la pauvreté admet fréquemment l'idée d'une légitimité du contrôle de la validité des dépenses des enquêtes par la consommation privée moyenne des comptes nationaux. En d'autres termes, si le rapport entre la consommation privée macro-économique et les dépenses moyennes des ménages issues des enquêtes équivaut à $\theta > 1$, il importe de multiplier ces dernières par θ afin d'obtenir une estimation correcte de la pauvreté. Cette attitude, ayant une longue tradition en Inde, a fait l'objet de maintes controverses à la suite desquelles, non seulement les partisans des enquêtes ont considéré que ce « type de rafistolage oublieux de la distribution des dépenses de consommation du National Sample Survey, n'était pas admissible ni en théorie, ni par rapport à des faits connus » (Minhas, 1988)⁵, mais également les statisticiens des comptes nationaux ont affirmé que l'existence de divergences est surtout imputable à ces derniers (Kulshreshtha, Kar, 2003).

Malgré ces conclusions, Deaton et Kozel font observer que l'article de Minhas est malheureusement peu utilisé dans le débat actuel sur ce sujet, un commentaire fort approprié dans le cas du Burkina Faso. En effet, lors de l'enquête prioritaire de 1998, la Banque mondiale a introduit un facteur de correction de 12,5 pour cent des dépenses. Outre l'argument inhérent à la compensation entre les effets du raccourcissement de la période de référence et la collecte des informations en période post-récolte – examiné ci-après –, la motivation explicite de cette approche, liée à un souci de cohérence avec les comptes nationaux, peut être questionnée. En effet, il est indiqué que « pour tenir compte du fait que les données de 1998 avaient été recueillies pendant la 'période de soudure', la consommation par habitant de tous les ménages a été majorée de 12,5 pour cent. La raison qui a motivé cet ajustement était d'obtenir un chiffre de 'consommation annuelle' plus proche de celui du système de comptabilité nationale » (Tesliuc, 2004, p.10). En outre, il est considéré que les enquêtes auprès des ménages ne fournissent qu'une pauvreté instantanée, qui n'est pas comparable avec les privations dérivées d'un « agrégat annuel idéal du genre de ceux que l'on trouve dans le système de comptabilité nationale » (p.12)⁶. A cet égard, est-il légitime d'introduire une correction *uniforme* selon les régions et le milieu ? Peut-on implicitement

² Le CSLP a été approuvé par la Banque mondiale et le Fonds monétaire international, respectivement, le 30 juin et le 10 juillet 2000 (Ministère de l'économie et des finances, 2000). Une révision a été lancée en avril 2003, après trois années d'exécution.

³ Les enquêtes prioritaires de 1994, 1998 et 2003 comportent entre 8500 et 9000 ménages, pour une population de près de 12 millions d'habitants en 2003.

⁴ Bien que les enquêtes démographiques et de santé ne collectent pas d'informations sur les dépenses ou les revenus des ménages, la génération d'un indice d'actifs constitue une alternative intéressante pour la détermination du niveau de vie des familles.

⁵ Cité par Deaton et Kozel (2004), p.11. En Inde, l'estimation de la consommation par le National Sample Survey (NSS) équivaut à environ les deux tiers de celle des statistiques de comptes nationaux (NAS), et a constamment diminué depuis les années 1960 de 5 à 10 pour cent par décennie.

⁶ En outre, il importe de souligner que ce facteur de correction a été introduit sans qu'aucune information ne figure dans les publications qui ont été diffusées. Sur ce point, voir Lachaud (2005).

admettre que la variation de la consommation urbaine est comparable à celle de la consommation rurale au cours des diverses périodes de l'année ? Un argument implicitement comparable prévaut lorsqu'il est fait référence au « paradoxe de croissance-pauvreté Burkinabè » pour signifier « qu'en dépit des bonnes performances macro-économiques [entre 1994 et 2003], la pauvreté n'a pas diminué, mais stagné à un niveau d'environ 45 pour cent », sans que « l'inégalité s'accroisse au cours de la période observée », (Grimm, Günther, 2005, p.5)⁷. Comme cela a été précédemment suggéré, ce genre d'affirmation est à contre-courant de ce qu'enseigne la littérature actuelle, et les arguments avancés récemment par Deaton (2002 ; 2003), selon lesquels « il ya quelques raisons générales de supposer que les enquêtes sont probablement plus précises [que les compte nationaux] lorsqu'il s'agit de mesurer la pauvreté » (Deaton, 2002, p.2.15), ont une certaine force, surtout dans le contexte du Burkina Faso. Quelques éléments d'analyse permettent de fixer les idées⁸.

Premièrement, une recherche récente a montré que les estimations de la pauvreté, fondées sur les données de la comptabilité nationale, sont précisément cohérentes avec toutes les estimations qui omettent le facteur de correction de 12,5 pour cent en 1998 (Lachaud, 2005, tableau 1, p.3). Ainsi, pour 1998, lorsque les dépenses de consommation finale des ménages sont déflatées et évaluées aux prix de 2003, la référence à la ligne de pauvreté de l'INSD de 82 672 F.Cfa par tête et par an engendre un taux de pauvreté de 53,1 pour cent, valeur tout à fait comparable à celles qui émanent de l'indicateur partiel – 54,6 pour cent – élaboré par la Banque mondiale (Tesliuc, 2004) ou des dépenses totales hormis le facteur de correction de 12,5 pour cent – 54,0 pour cent. Il en est de même si les deux seuils de pauvreté de l'INSD et les agrégats de la consommation finale des ménages aux prix courants sont utilisés.

Deuxièmement, les informations issues des comptes nationaux ne sont pas nécessairement plus précises que celles émanant des enquêtes. La consommation finale est un « résidu », issue des statistiques de production des différents biens, lorsque la consommation de l'Etat, les consommations intermédiaires, l'investissement, et les exportations nettes ont été déduites. Beaucoup de ces calculs étant faits en volume, le recours à des indices de prix est indispensable. L'absence de mesure directe de la consommation nationale peut induire la présence de nombreuses erreurs cumulatives⁹, et conduire à exclure beaucoup de services hors marchés – auto-consommation, cadeaux, salaires en nature. Par ailleurs, de nombreuses catégories de la comptabilité nationale sont évaluées à partir de « taux » ou « ratios » issus d'enquêtes, ces derniers étant irrégulièrement révisés.

Troisièmement, la part des revenus issue des activités informelles dans le PIB décroît avec le niveau de développement. Par conséquent, la « formalisation » croissante de l'économie conduit à surestimer la croissance du PIB – de plus en plus d'activités informelles sont enregistrées par les comptes nationaux. En outre, puisque la consommation des enquêtes auprès des ménages capte une partie des activités informelles¹⁰, le ratio dépenses des enquêtes/consommation de la comptabilité nationale pourrait décliner dans le temps¹¹, et demeurer supérieur à un dans les pays pauvres¹². De ce fait, plus les pays sont pauvres, plus l'estimation de la pauvreté par la comptabilité nationale sera forte, comparativement aux approches fondées sur les enquêtes (UNCTAD, 2002).

Quatrièmement, des divergences conceptuelles prévalent entre la consommation de la comptabilité nationale et les dépenses des ménages appréhendées par les enquêtes¹³. En effet, contrairement à ces dernières, la comptabilité nationale inclut les éléments suivants : consommation des loyers imputés des propriétaires qui occupent un immeuble¹⁴, consommation associée aux coûts imputés de l'intermédiation financière – écart entre le taux d'intérêt payé par les emprunteurs et le taux d'intérêt reçu par ces derniers –, consommation liée aux

⁷ Notons que cette affirmation repose sur une estimation « provisoire » des comptes nationaux au cours de la période 1998-2003 (Grimm, Günther, 2005, figure 1, p.5).

⁸ Certains développements sont empruntés à Lachaud (2005).

⁹ Par exemple, pour les produits alimentaires dont la part est importante dans les pays pauvres, la production intérieure est souvent estimée en multipliant les surfaces cultivées par les rendements.

¹⁰ Les acheteurs de ces services, contrairement aux producteurs, ne sont pas incités à dissimuler ces dépenses. Et, les individus qui ont des revenus importants, issus de sources qu'ils ne veulent pas déclarer, peuvent néanmoins reporter la consommation qui est financée par ces revenus – effet « Al Capone », selon Deaton (2002).

¹¹ Il semble que cela prévale au Burkina Faso. Le rapport entre la consommation – totale – moyenne des enquêtes –, évaluée par rapport aux individus –, et la consommation moyenne de la comptabilité nationale était de 1,2 et 1,0, respectivement, en 1998 et 2003.

¹² Deaton (2002) retrace le débat en Inde sur cette question, et met en évidence les problèmes liés à la détermination dans les compte nationaux. Par exemple, une révision de l'estimation de la valeur nominale des fruits et légumes en 1993-94, a conduit à multiplier cette dernière par deux dans la version des comptes de 1998 et 1999.

¹³ Il est à remarquer que, ni la consommation des comptes nationaux, ni les dépenses des enquêtes n'incluent certains éléments des dépenses publiques qui contribuent au niveau de vie, tels que l'éducation, la santé et la défense. Toutefois, l'utilisation du PIB, et non la consommation, permet d'inclure ces dépenses.

¹⁴ Dans certains cas, comme au Burkina Faso, on peut imputer la valeur locative du logement des propriétaires.

profits non distribués des sociétés, consommation des institutions à but non lucratif au profit des ménages¹⁵, et revenus de la contribution des employeurs aux fonds de pensions. Par contre, les enquêtes prennent en compte un élément qui n'est pas intégré dans les comptes nationaux : la composante des revenus annuels qui représente la dépréciation des actifs. Dans ces conditions, deux conclusions semblent émerger. D'une part, puisque les éléments pris en compte dans les comptes nationaux et omis par les enquêtes sont vraisemblablement plus importants pour les ménages aisés que pour les familles démunies, l'agrégat des dépenses inhérent aux investigations micro-économiques, même sous-estimé, demeure un bon indicateur de bien-être pour les pauvres. D'ailleurs, les études dans le cas indien montrent que les divergences entre les comptes nationaux et les enquêtes sont beaucoup plus importantes – et croissantes – pour les biens non alimentaires que pour les biens alimentaires, en particulier les céréales majoritairement consommées par les pauvres. De plus, les enquêtes enregistrent une part alimentaire plus élevée que la consommation des comptes nationaux. D'autre part, dans la mesure où les composantes omises de la consommation des enquêtes sont élastiques par rapport au revenu, le développement économique est susceptible d'accroître l'écart entre l'agrégat des comptes nationaux et celui des enquêtes. Par conséquent, l'utilisation des comptes nationaux pourrait surestimer la croissance de la consommation et, de ce fait, en même temps le déclin du ratio de pauvreté. A cet égard, Deaton (2002) fait observer que les estimations de la pauvreté à l'aide des comptes nationaux, notamment celles du rapport de l'UNCTAD (2002), produisent des mesures relativement plus élevées pour les pays très pauvres, et relativement plus faibles pour les pays à revenu intermédiaire. Cette évidence empirique pourrait constituer un solide argument en faveur de l'utilisation des enquêtes auprès des ménages pour mesurer la pauvreté.

Cinquièmement, l'estimation de la pauvreté à l'aide de la comptabilité nationale, comme celle qui est affichée au bas du tableau 1, consiste à appliquer à la consommation moyenne agrégée la distribution des dépenses issue des enquêtes. Dans la mesure les distributions des années 1994, 1998 et 2003 ont été utilisées, la méthode tient compte de l'évolution des disparités du niveau de vie des ménages. Néanmoins, comme le fait remarquer Deaton (2002), un autre biais est possible, puisque les ressources dont la distribution est mesurée dans les enquêtes diffère de celles qui sont sous-jacentes aux comptes nationaux. En effet, les éléments englobés par ces derniers, et omis par les enquêtes, ne sont pas intégrés dans la mesure de la distribution des ressources des enquêtes. De ce fait, s'ils évoluent différemment selon le niveau de vie, notamment en faveur des plus riches, la distribution des dépenses des enquêtes, appliquée à la consommation nationale, comporte un biais. Il se peut même que l'augmentation des inégalités induise un écart croissant entre les agrégats macro et micro-économiques¹⁶. Ce genre d'argument relativise la portée du « paradoxe burkinabè ». En effet, le paradoxe n'est peut-être pas celui qui a été précédemment évoqué, mais plutôt le fait que soient mises en relation l'évolution d'un agrégat *macro-économique* – le produit intérieur brut par tête – et la dynamique du niveau et de la distribution d'une grandeur *micro-économique* – les dépenses par tête des ménages –, via une estimation de la pauvreté fondée sur les enquêtes.

Pour toutes ces raisons, « les mesures de la pauvreté fondées sur les comptes nationaux peuvent être trompeuses, et probablement susceptibles, en pratique, de surestimer la réduction de la pauvreté dans le temps, ainsi que les écarts de pauvreté entre les pays. Au contraire, les enquêtes auprès des ménages devraient être utilisées pour estimer l'étendue de la pauvreté, en mesurant directement le niveau de vie des ménages pauvres, plutôt qu'en les imputant au terme d'une longue chaîne de déductions, dont beaucoup de liens sont faibles ou absents. Dans certains cas, les enquêtes n'existent pas...[et les mesures à l'aide des comptes nationaux] doivent être considérées pour ce qu'elles sont...et non traitées sur le même pied que les mesures directes du niveau de vie des pauvres » (Deaton, 2002, p.2.22). Ajoutons que la préférence pour l'approche des comptes nationaux pourrait induire un déplacement du débat sur le terrain politique, l'ajustement à la hausse des dépenses des ménages – où une modification des seuils de pauvreté – contribuant à une plus grande réduction des privations, et finalement à une association entre l'efficacité des réformes et la baisse de la pauvreté.

2. La stabilité incertaine de l'indicateur de bien-être

La robustesse des comparaisons de pauvreté dans le temps implique une stabilité de l'indicateur de bien-être, c'est-à-dire une méthodologie uniforme du plan de questionnaire. Or, dans le cas du Burkina Faso, la

¹⁵ Cette consommation est inséparable de celle des ménages. Par exemple, en Inde, il existe une ONG dans presque chaque village.

¹⁶ Des revenus élevés ont plus de chance de figurer dans les comptes nationaux que dans les enquêtes.

comparaison des dépenses de 1994 à celles de 1998 et 2003 soulève trois difficultés majeures, hormis le facteur de correction de 12,5 pour cent de 1998 précédemment évoqué, et quelques changements mineurs¹⁷.

Premièrement, les investigations de 1998 et 2003 ont été réalisées avant les récoltes, c'est-à-dire lors de la « période de soudure » – respectivement, entre mai et août 1998, et avril et juillet 2003 –, contrairement à celle de 1994-95 effectuée en période « post-récoltes » – novembre 1994 à février 1998. Or, en Afrique, il est courant de constater une augmentation de la consommation au cours de la période post-récoltes. Il faut aussi remarquer que les enquêtes de 1998 et 2003 ont été exécutées après deux chocs importants, l'un interne lié à la sécheresse en 1998, l'autre externe inhérent à la chute des envois de fonds de Côte d'Ivoire, tandis que celle de 1994-95 a eu lieu après une période de 9 à 12 mois suivant la dévaluation du F.Cfa. Ajoutons qu'en 1998 et 2003, les données sur la consommation ont été ajustées uniquement pour tenir compte des différences spatiales de prix, alors qu'en 1994, les variations mensuelles des prix inhérentes à la durée de l'enquête avaient été également intégrées.

Deuxièmement, les périodes de référence pour la collecte des informations sur la consommation étaient identiques en 1998 et 2003 : 15 et 30 jours, respectivement, pour les produits alimentaires et non alimentaires. Par contre, en 1994, la période de référence quant à la collecte des produits alimentaires était plus longue : 30 jours. Par conséquent, le raccourcissement de la période de référence en 1998 et 2003, par rapport à 1994, est susceptible de modifier le niveau de l'indicateur de bien-être, via le différentiel d'enregistrement des biens alimentaires. En effet, en principe, plus la période de référence est courte, plus les informations fournies par les individus sont précises.

Troisièmement, si la variation du nombre de produits pour l'évaluation des dépenses de 1998 et de 2003 a peu changé – 74 à 87 –, la liste des biens concernés était plus restreinte en 1994 – 53¹⁸. De ce fait, la sous-estimation de l'indicateur de bien-être a pu être progressivement réduite au fur et à mesure de l'exécution successive des enquêtes.

L'attitude quant la robustesse des comparaisons de bien-être au Burkina Faso, fondées sur ces différentes enquêtes, demeure ambivalente et a évolué. Dans un premier temps, il a été considéré que l'indicateur de bien-être généré par l'investigation de 1994 était, a priori, moins homogène que ceux de 1998 et de 2003. Malgré tout, les publications de l'INSD (2000) et d'autres auteurs (Lachaud, 2001; Fofack, Monga, Tuluy, 2001), en comparant les dépenses de 1994 à celles de 1998, ont émis la possibilité d'une faible hausse des privations au cours de la période, tout en soulignant le risque d'un tel exercice¹⁹. Cette attitude a prévalu également pour la Banque mondiale, institution ayant appuyé l'élaboration du profil de pauvreté de 1998 (Fofack, Monga, Tuluy, 2001²⁰; World Bank, 2001). D'ailleurs, le *Rapport sur le Développement dans le monde 2000/2001* de la Banque mondiale stipule que « Among seven African countries with data spanning the 1990s, four (Burkina Faso, Nigeria, Zambia, and Zimbabwe) experienced an increase in poverty, matching the regional pattern for the decade... » (World Bank, 2001, p. 25 et tableau 1.3)²¹. Or, dans un deuxième temps, l'étude récente de la Banque mondiale affirme que « l'idée d'élargir la comparaison [de la consommation totale] 1998-2003 à 1994 n'est pas seulement hasardeuse, mais elle produira aussi une valeur globale de bien-être plus imprécise... » (Tesliuc, 2004, p.5). En outre, « la discordance qui existait entre les tendances de la pauvreté et la dynamique du PIB et de l'inégalité, n'a pas dissuadé les chercheurs d'effectuer ces analyses indues »²². Enfin, l'approche de Grimm et Günther (2005) suggère que non seulement les trois effets – période de l'enquête,

¹⁷ Deux d'entre eux doivent être notés. D'une part, les dépenses de logement ou les valeurs imputées ne sont pas renseignées pour 22, 16 et 6 pour cent des ménages, respectivement, en 1994, 1998 et 2003. De ce fait, la sous-estimation du bien-être des ménages a été progressivement réduite. A cet égard, Grimm et Günther (2005) corrigent ce biais par les valeurs moyennes. D'autre part, les dépenses relatives au logement et aux biens durables sont incluses en 1998 et 2003, mais pas en 1994. Grimm et Günther (2005) excluent ces dépenses en 1998 et 2003. En fait, ces deux corrections sont relativement mineures, et n'affectent que marginalement les mesures de la pauvreté et de l'inégalité.

¹⁸ L'observation des questionnaires montre que le nombre des postes des produits alimentaires, non alimentaires, de la santé et de l'éducation étaient, respectivement, de : (i) 1994 : 23, 22, 4 et 4 ; (ii) 1998 : 33, 31, 5 et 5 ; (iii) 2003 : 39, 37, 5 et 6.

¹⁹ « Tout d'abord, les données ayant été collectées à des périodes différentes – post-récolte en octobre-février 1994-95, et période de soudure en mai-août 1998 –, l'interférence des variations de la consommation et des prix affectent la solidité des comparaisons. Ensuite, la plus grande désagrégation des biens de consommation lors de la seconde enquête – 46 à 65 entre les deux enquêtes – pourrait induire une dépense agrégée des ménages supérieure, et introduire un biais de comparaison, sauf si l'analyse est centrée sur les aspects de la distribution du bien-être. Enfin, la part de la consommation non alimentaire n'a pas été estimée à l'aide d'une procédure économétrique, mais en appliquant un coefficient relatif à la part des dépenses non alimentaires des ménages les plus pauvres » (Lachaud, 2001, p.23).

²⁰ « The poverty incidence remained at seemingly high level, even increasing from 44,5% to 45,5%... This variation represents ...over 370 thousand new poor » (Fofack, Monga, Tuluy, 2001, p. 8).

²¹ Ce résultat avait aussi été présenté par R.Kanbur, lors d'un séminaire à Paris la même année.

²² Tesliuc (2004), p.1.

période de référence et variation du nombre de produits – peuvent se compenser, mais également que la somme des deux derniers excède le premier.

Dans la présente étude, l'idée d'une compensation des effets dus à la variation de la méthodologie du questionnaire sur l'indicateur de bien-être est considérée comme probable. Toutefois, il paraît assez aléatoire de vouloir spécifier l'ampleur des différents biais, et il se pourrait que les probabilités de « compensation totale », de « sur-compensation » et de « sous-compensation » soient équivalentes. Plusieurs éléments d'analyse militent en faveur de cette attitude. Premièrement, s'agissant du facteur saisonnier, Grimm et Günther (2005) fondent principalement leur analyse sur l'étude ancienne de Reardon et Matlon (1989), montrant que les fluctuations de la consommation alimentaire varient de 13 pour cent environ selon les saisons pour les ménages pauvres, et en déduisent que la baisse des dépenses nominales serait de l'ordre 15 pour cent en 1994. En fait, trois éléments peuvent relativiser ce résultat. Tout d'abord, les auteurs observent que malgré des productions par personne comparables, la famine était moins répandue pour les ménages sahéliens que soudaniens en raison d'achats de vivres plus importants des premiers, grâce à des revenus plus diversifiés et plus élevés. En effet, au Burkina Faso, comme dans d'autres pays sahéliens, la nature de la diversification des sources de revenus varie substantiellement selon les zones agro-écologiques. Dans les zones sahéliennes et soudaniennes du nord, où l'agriculture est plus risquée et où les conditions agro-climatiques sont difficiles, la recherche de revenus extra-agricoles est plus tournée vers la migration ou les activités dans les villes locales – sources de gains ne dépendant pas directement de l'économie agricole ou d'activités para-agricoles liées à la pluviosité. En outre, Reardon et al. (1993) ont montré que la diversification est plus importante dans la zone sahélienne que dans la zone soudanienne, bien que les risques de sécheresse soient aussi grands dans les deux zones. Les ménages soudaniens sont ainsi les plus dépendants de l'agriculture à haut risque de ces deux zones²³. Par contre, au sud, dans la zone guinéenne, où l'agriculture est moins risquée et où les conditions agro-écologiques sont plus favorables, la diversification est plus orientée vers les activités liées à la production – activités locales hors exploitation, en amont ou en aval de l'agriculture ou de l'élevage. En outre, une hétérogénéité intra-zones prévaut. Ensuite, bien que dans toutes les régions les parts budgétaires accordées aux céréales soient les plus élevées, elles n'ont pas la même importance partout. Dans la plupart des régions rurales, elles varient entre 40 et 49 pour cent, et dans les villes entre 26 et 31 pour cent. En outre, la composition des céréales varie aussi selon les régions. En milieu rural, ce sont le mil et le sorgho qui constituent l'essentiel de la consommation de céréales, alors que dans les villes le riz occupe la plus grande part du budget de consommation (Koné, 2000)²⁴. Enfin, en 1994, les envois de fonds de l'étranger – en particulier de Côte d'Ivoire – étaient encore substantiels, comme le montre le tableau A3, en annexes. Or, la crise ivoirienne a considérablement réduit cette source de gains (Lachaud, 2004). A cet égard, l'enquête prioritaire de 2003 permet de mettre en évidence quelques éléments quant aux conséquences en termes de bien-être de la baisse des envois de fonds de Côte d'Ivoire. Préalablement, remarquons que les envois de fonds avaient trois utilisations essentielles – en termes de répartition des ménages : (i) consommation alimentaire : 79,3 pour cent ; (ii) création ou support d'activités économiques : 28,0 pour cent ; (iii) soins de santé : 20,6 pour cent. Néanmoins, 8,5 pour cent des ménages utilisent les transferts pour financer les dépenses d'éducation. Naturellement, la part des ménages consacrant des transferts à l'alimentation est inversement corrélée avec le niveau de vie. Dans ces conditions, parmi les ménages recevant des transferts – régulièrement ou irrégulièrement –, quatre sur cinq considèrent que leur diminution altère une ou plusieurs dimensions de leur bien-être, ou des capacités à générer ce dernier : (i) difficulté de se nourrir : 62,7 pour cent ; (ii) arrêt de l'activité économique du ménage : 25,1 ; (iii) difficulté d'accéder aux soins : 11,6 pour cent²⁵. Dans ces conditions, l'appréciation de l'effet de la collecte des données en période de soudure en 1994, comparativement aux périodes de post-récoltes de 1998 et 2003, demeure difficile.

Deuxièmement, s'agissant de l'impact du raccourcissement de la période de référence, certaines études récentes montrent effectivement que la moindre durée de cette dernière accroît considérablement la

²³ Les ménages de la zone sahélienne ont toujours recherché d'autres sources de revenus hors du secteur agricole local, afin de limiter les variations de revenus dues à la forte variabilité historique de la pluviosité. Or, historiquement, la pluviosité et l'agriculture de la zone soudanienne ont été satisfaisants, sauf depuis les dernières décennies, ce qui a déstabilisé l'agriculture. Peu d'exploitants ont adopté des mécanismes d'ajustement comme ceux du nord.

²⁴ Toutefois, dans l'Ouest rural, la part alimentaire en termes de riz est comparable à celle des villes.

²⁵ Evidemment, les conséquences de la baisse des transferts varient selon les groupes socio-économiques. Par exemple, près de la moitié des ménages gérés par un salarié du secteur moderne considèrent que la crise n'a aucune conséquence, et que la difficulté de la consommation alimentaire n'est ressentie que par moins d'un tiers d'entre eux. Or, pour les ménages ayant à la tête un chômeur, les appréciations respectives concernent 14,5 et 77,6 pour cent des ménages. De même, on observe une plus grande fragilité des ménages féminins en termes de consommation alimentaire et de santé, comparativement à leur homologues masculins, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne le financement des micro-entreprises.

consommation enregistrée. A cet égard, la littérature cite souvent deux exemples. Tout d'abord, à l'aide des informations du NSS, l'Inde a réalisé plusieurs expériences entre 1989 et 1998, en remplaçant la période de référence de 30 jours pour tous les produits par une période de 7 jours pour les dépenses alimentaires et le tabac, et une période de référence de 365 jours pour les biens durables et autres produits. Il en est résulté une augmentation des dépenses alimentaires de 30 pour cent, et des dépenses totales de 17 pour cent (Deaton, 2002). Ce phénomène est lié à un « trade off » entre, d'une part, la précision de la mémoire en courte période, et, d'autre part, la correspondance entre les achats et la consommation en longue période²⁶. Ensuite, au Ghana, une expérience sur 135 ménages, effectuée à l'aide des données du Ghana Living Standards Survey de la fin des années 1980, met en évidence une sous-estimation des dépenses totales, inhérentes à treize produits – dont douze alimentaires – fréquemment achetés, de 19,4 et 21,8 pour cent, respectivement, pour les périodes de référence de 7 et 14 jours, par rapport à un enregistrement journalier (Scott, Amenuvegbe, 1990). Sans aucun doute, il est possible que des tendances analogues prévalent au Burkina Faso bien que, dans le cas indien, certaines études, rapportées par Deaton et Kozel (2004), soulignent aussi que pour les consommations majeures, notamment les céréales, la période de 30 jours est *plus précise* que les évaluations fondées sur les 7 derniers jours, par rapport aux estimations journalières. En fait, la comparaison avec l'étude expérimentale ghanéenne suggère deux commentaires. D'une part, les produits pris en compte concernent essentiellement une zone urbaine ou sub-urbaine d'une capitale d'un pays non-sahélien de l'Afrique de l'Ouest, ce qui implique que parmi les treize produits considérés, seul le maïs est présent dans la consommation du panier alimentaire burkinabè. De ce fait, il pourrait être hasardeux d'extrapoler les résultats du Ghana à un pays sahélien où trois autres céréales – mil, sorgho et riz – occupent une place importante dans la consommation des ménages. D'autre part, l'étude ne teste pas l'effet du passage d'une période de référence de 30 à 15 jours, mais seulement le différentiel des dépenses déclarées selon les enregistrements journaliers des sept premiers jours, et les durées de 14 jours et une année. Par conséquent, la présence de non-linéarités est possible, comme le montre la faible variation du niveau des dépenses lorsque l'on passe de 7 à 14 jours. D'ailleurs, au Burkina Faso, beaucoup de ménages achètent les céréales quasiment chaque mois²⁷, ce qui pourrait renforcer l'argument déjà avancé dans le continent indien, selon lequel la période de référence des 30 derniers jours est la plus appropriée.

Troisièmement, beaucoup de produits ont été ajoutés dans les enquêtes de 1998 et 2003, ce qui conduit probablement à rehausser les dépenses des ménages. En même temps, on observe que des consommations importantes ont seulement été désagrégées. Par exemple, le groupe mil-sorgho a simplement été décomposé selon les deux biens en 1998 par rapport à 1994. A cet égard, on note qu'entre 1994 et 1998, la part de la consommation de mil et de sorgho dans les dépenses des ménages est passée de 23,9 à 40,7 pour cent, alors que les prix de ces deux céréales ont été multipliés par plus de deux au cours de la période (Koné, 2000). Quoiqu'il en soit, cette incertitude quant à la possibilité de comparer les agrégats des dépenses a conduit à l'élaboration d'un nouvel *indicateur partiel* de consommation des ménages, susceptible d'assurer une appréhension robuste de la dynamique de pauvreté entre 1998 et 2003 (Tesliuc, 2004). La construction de cet indicateur partiel est fondée sur les éléments suivants – outre le fait qu'aucun ajustement saisonnier pour les deux années n'a été opéré²⁸. Tout d'abord, pour des raisons théoriques, les achats de biens durables – voitures, motocyclettes, bicyclettes, téléviseurs, réfrigérateurs, congélateurs –, certains investissements – meubles et installations sanitaires –, et les frais occasionnés par les cérémonies, sont exclus de la consommation. Ensuite, des éléments de la consommation des ménages qui n'ont pas été appréhendés de la même façon en 1998 et 2003 sont également exclus : poisson et fruits à base de poisson, viandes autres que les viandes de volaille, légumes, prêt-à-porter, et textiles. Enfin, le montant d'un loyer a été imputé aux ménages qui ne donnent pas d'information sur le loyer payé ou l'estimation des revenus locatifs reçus. Il en résulte un indice partiel englobant une liste de neuf produits qui correspondent aux groupes des sous-indices des prix à la consommation, calculés par l'INSD : (i) alimentation, boissons et tabacs ; (ii) vêtements et chaussures ; (iii) loyers et équipements des ménages ; (iv) entretien du logement ; (v) santé ; (vi) transports ; (vii) loisirs ; (viii) éducation ; (ix) autres produits. A cet égard, les dépenses sont annualisées selon les types de périodes de référence, après ajustements des prix dans le temps et l'espace, afin d'obtenir un agrégat aux prix de 2003²⁹. Finalement, l'indicateur partiel couvre 84 et 88 pour cent, respectivement, des consommations totales et alimentaires par habitant en 2003 – hors dépenses

²⁶ Deaton et Kozel (2004) rapportent d'autres expériences de ce type en Inde. Par exemple, une enquête pilote, réalisée en 2000 dans cinq Etats, a utilisé trois périodes de référence : 30 jours, 7 jours et la journée. Dans les zones rurales, les dépenses enregistrées à l'aide de la période des 7 derniers jours ont augmenté de 23 pour cent, par rapport à celle de 30 jours.

²⁷ Ainsi, un ménage de quatre ou cinq personnes a une fréquence d'achat d'un sac de riz de 75kg qui excède la quinzaine.

²⁸ Alors que la consommation par tête des ménages avait été majorée de 12,5 pour cent dans les bases de données de 1998.

²⁹ En 1998 et 2003, seul le différentiel de prix spatial avait été pris en compte.

de biens durables, d'investissement et de cérémonies³⁰ –, mais ne représente, pour la même année, que 64,4 et 72,3 pour cent, respectivement, des dépenses totales et alimentaires par tête – y compris les biens durables, les investissements et frais de cérémonies enregistrées lors de l'enquête. En outre, par souci de conserver la même valeur de l'incidence de la pauvreté³¹, issue de l'analyse des bases de données originelles en 2003, la ligne de pauvreté a été déterminée de manière *endogène*, soit 72 110 F.Cfa aux prix de 2003. Il est à remarquer l'estimation de la pauvreté en 1998, fondée sur cet indicateur partiel, est quasi-identique à celle qui utilise les dépenses totales de l'INSD, hormis le facteur de correction de 12,5 pour cent (Lachaud, 2005, p.3, tableau 1).

3. Revisiter les lignes de pauvreté : un processus risqué

Le souci de conférer une relative robustesse aux comparaisons de pauvreté conduit à revisiter explicitement les lignes de pauvreté élaborées par l'INSD. A cet égard, il importe de rappeler brièvement l'approche de l'INSD, fondée sur la méthode du coût des besoins de base. D'une part, une ligne de pauvreté alimentaire Z_F , ayant un ancrage nutritionnel – 2 283 calories par personne et par jour –, est déterminée à partir d'un panier de biens incorporant les quatre principaux produits alimentaires consommés par les burkinabè – sorgho, mil, maïs et riz –, ce dernier, variable selon les années, étant valorisé aux prix observés à Ouagadougou, la capitale, au moment de l'enquête. D'autre part, la composante alimentaire est fonction du ratio entre les dépenses non alimentaires et les dépenses alimentaires, évalué pour chaque ménage. Il est déterminé pour les ménages dont les dépenses alimentaires équivalent – à plus ou moins un pour cent – au seuil de pauvreté alimentaire, la valeur ainsi obtenue étant multipliée par Z_F pour obtenir la composante non alimentaire Z_{NF} . Par conséquent, la ligne de pauvreté totale est : $Z = Z_F + Z_{NF}$.

Sans aucun doute, comme toute élaboration d'un seuil de pauvreté, la procédure utilisée par l'INSD peut être discutée. Tout d'abord, le fait de ne retenir que quatre produits limite la représentativité de la consommation des pauvres, et biaise probablement le coût de l'équivalent en calories³². Mais, cette procédure est dictée par la nature de l'information disponible, les questionnaires ne collectant pas de données sur les quantités de biens alimentaires consommés par les ménages. Ensuite, et corrélativement, le fait de n'estimer qu'une ligne de pauvreté nationale, et de déflater les dépenses par un « indice de prix régional », n'est probablement pas la meilleure solution pour appréhender le coût relatif régional de la consommation des pauvres. La disponibilité d'informations à la fois sur les prix et les quantités des produits alimentaires lors des enquêtes prioritaires permettrait de mieux déterminer le seuil de pauvreté alimentaire. Enfin, le fait de déterminer le seuil de pauvreté par la méthode du coefficient budgétaire a l'inconvénient de supposer que les besoins non alimentaires sont les mêmes pour les diverses catégories de ménages pauvres, ce qui pourrait conduire à sous-estimer le seuil de pauvreté non alimentaire en milieu rural.

Quoi qu'il en soit, les études de Tesliuc (2004) et de Grimm, Günther (2005) ont considéré que cette approche était irrecevable. La première a suggéré, dans la lignée des recommandations de Lanjouw et Lanjouw (1997), d'identifier un panier de biens communs aux enquêtes de 1998 et 2003. Pour les raisons précédemment indiquées et, dans la mesure où elle considère que l'enquête prioritaire de 1994 n'est pas comparable aux autres, la présente étude ne considère pas cette approche. Par contre, l'étude de Grimm, Günther (2005, p.7) conteste la robustesse de la détermination de la composante non alimentaire comme suit : « Whereas this real food component was more or less appropriately inflated with the respective price index, an important drawback of the official poverty line is the fact that the non-food component was not inflated by an appropriate price index, but was only calculated as a share of the nominal food component. Moreover, this ratio of non-food to food component was even altered over time... That means, that the price index implicit in the official poverty line did not correspond to a true Laspeyres-Index ». Ainsi, les auteurs considèrent que, si l'actualisation de la ligne de pauvreté en 1998, par rapport à 1994, peut s'expliquer par le fort accroissement du prix des céréales, qui constituent une part importante de la consommation des pauvres, le rehaussement du seuil des privations de 2003, comparativement à 1998, n'est pas justifié par l'évolution des prix relatifs, mais par un changement dans la structure du panier des produits consommés. Ce constat conduit les auteurs à élaborer de nouvelles lignes de pauvreté comme suit. La valeur nominale de la ligne officielle de pauvreté de 2003 est prise comme référence, et les parts budgétaires des « céréales », des « autres biens alimentaires » et des « produits non alimentaires » sont déterminées pour les 40 pour cent les plus pauvres, à partir de la distribution des dépenses des ménages de

³⁰ Cependant, la couverture est plus large en 1998 – respectivement, 93 et 92 pour cent –, dans la mesure où le questionnaire de 1998 exclut les achats de certains articles – uniformes scolaires –, et inclut des éléments plus agrégés, ce qui tend à réduire les dépenses déclarées.

³¹ Mais, l'intensité et la profondeur de la pauvreté ne demeurent pas identiques.

³² Le prix relatif des calories obtenues à partir des céréales est moindre par rapport à d'autres biens alimentaires.

2003. Ensuite, les valeurs ainsi obtenues sont déflatées pour obtenir les seuils de pauvreté de 1994 et 1998, la valeur de la composante des céréales par leurs prix observés, et les deux autres catégories par les composantes appropriées de l'indice des prix à la consommation. Il en résulte des seuils de pauvreté pour 1994 et 1998, assez différents de ceux de l'INSD – respectivement, 53 219 et 82 885 F.Cfa.

Cette approche – consistant à utiliser un panier de biens *constant* auquel les variations correspondantes de prix sont appliquées – suggère plusieurs interrogations. Tout d'abord, bien qu'il soit plus opportun d'utiliser des composantes de la consommation estimée des ménages pour neutraliser les différences du coût de la vie dans le temps, plutôt que l'indice général de la consommation³³, une telle option suppose implicitement que les variations des prix dans le temps sont proportionnelles à celles qui sont observées à Ouagadougou³⁴. Or, la figure A2, en annexes, montre, par exemple, que le prix du mil – une céréale qui englobe quasiment un cinquième du budget des ménages, en particulier dans les régions du Nord, Centre-Nord et Centre-Sud – a *relativement* varié selon les marchés régionaux entre 1995 et 2003³⁵. Ainsi, à Ouagadougou, le prix du mil a diminué de 2,9 pour cent entre 1998 et 2003, et augmenté de 65,0 pour cent entre 1995 et 2003. Or, pour la période 1998-2003, il a diminué de 2,5, 11,8, 29,7 et 25,0 pour cent, respectivement, à Dori (Sahel), Ouahigouya (Nord), Kaya (Centre-Nord) et Dedougou (Nord-Ouest). De même, entre 1995 et 2003, les prix de cette céréale ont augmenté de 116,7, 87,5, 73,3 et 71,4 pour cent, respectivement, dans les mêmes marchés. En d'autres termes, comparativement à Ouagadougou, dans les zones rurales, le prix du mil a, d'une part, entre 1995 et 2003 considérablement plus augmenté, et, d'autre part, entre 1998 et 2003, beaucoup plus fortement diminué. Dans ces conditions, il n'est pas assuré que cette procédure capte réellement les variations du différentiel de prix selon le milieu et les provinces – même en ajustant les dépenses par un indice régional des prix.

Ensuite, le fait de considérer un *seul* panier de biens *constant* pour l'ensemble de l'économie – celui de 2003³⁶ – peut être questionné. En effet, la prise en compte d'un panier de biens commun semble inadéquate dans la mesure où il existe un différentiel de structure de consommation entre les milieux urbain et rural, comme cela a été précédemment noté – par exemple, les ménages urbains consomment relativement plus de riz et moins de mil que leurs homologues dans les campagnes. De même, pour un niveau des dépenses totales par tête, la consommation alimentaire par individu a tendance à décliner avec la taille des ménages (Deaton, Paxon, 1998), une observation qui pourrait avoir une certaine incidence dans le cas burkinabè, compte tenu du différentiel de taille des ménages entre les zones rurale et urbaine – 6,6 et 5,6 personnes, respectivement, en 2003. Cependant, cette observation n'est pas spécifique à l'approche de Grimm, Günther (2005). De plus, l'existence de fortes variations de prix relatifs dans le temps et dans l'espace, ainsi que l'urbanisation croissante entre 1994 et 2003³⁷, suggèrent la possibilité d'*effets de substitution* par les ménages, une hypothèse non autorisée par la prise en compte d'un panier de biens fixe. Par ailleurs, l'option analytique de Grimm, Günther (2005) implique une stabilité de la courbe d'Engel dans le temps, c'est-à-dire l'absence de variation des prix relatifs et des goûts, ces derniers étant susceptibles de modifier la part de la consommation alimentaire pour un niveau des dépenses donné. Or, non seulement les prix relatifs varient, mais l'estimation des courbes d'Engel pour les trois années des enquêtes prioritaires montre que les élasticités de la part des biens alimentaires dans le budget ménages, par rapport aux dépenses par tête, croissent au cours de la période considérée : -0,145, -0,162 et -0,193, respectivement, en 1994, 1998 et 2003 – tableau A1, modèles II, et tableau A2. Cela signifie qu'un doublement des dépenses par tête en 1994 implique, toutes choses par ailleurs, une baisse de 14,5 pour cent de la part de la consommation alimentaire dans le budget des ménages. Or, en 2003, la variation est de -19,3 pour cent. Dans ces conditions, il n'est pas assuré que les seuils de pauvreté obtenus traduisent le coût minimum pour un ménage d'obtenir un niveau d'utilité donné, compte tenu des prix en vigueur et des caractéristiques de ce dernier.

Pour cette raison, la présente étude propose une nouvelle estimation des seuils de pauvreté par la méthode du coût des besoins de base, fondée sur des estimations non paramétriques et paramétriques. Compte

³³ En neutralisant l'évolution des prix dans le temps par l'utilisation de sous-indices des prix appliqués à des composantes de la consommation estimée – céréales, autres aliments et biens non alimentaires –, on utilise des pondérations qui reflètent *l'ensemble de la consommation*, notamment l'auto-consommation relativement importante en milieu rural. Par contre, en déflatant par l'application d'un indice des prix unique à la consommation totale (IPC), l'ajustement est fondé sur des parts observées au lieu de pondérations de l'IPC, et ces dernières, déterminées par une enquête préalable, sont fonction des parts des groupes de biens dans le total des *achats des ménages*. La figure A2, en annexes, est issue de : <http://www.fews.net>.

³⁴ L'étude ne précise pas si le déflateur des céréales tient compte de la dimension spatiale.

³⁵ Les comparaisons sont effectuées pour le mois de juin de chaque année.

³⁶ Les auteurs notent que la considération d'une autre année – par exemple, 1994 – ne modifie que marginalement les résultats.

³⁷ Selon les enquêtes prioritaires, la proportion de la population vivant en milieu urbain serait passée de 16,2 à 18,2 pour cent entre 1994 et 2003.

Tableau 1 : Principales mesures de la pauvreté en termes d'individus selon le milieu – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003¹

Année/indicateur	1994			1998			2003			η 2003/1994 ²		
	Incidence - $\alpha=0$	Intensité - $\alpha=1$	Inégalité - $\alpha=2$	Incidence - $\alpha=0$	Intensité - $\alpha=1$	Inégalité - $\alpha=2$	Incidence - $\alpha=0$	Intensité - $\alpha=1$	Inégalité - $\alpha=2$	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Dépenses totales par tête												
INSD (1996, 2000, 2004) ; Lachaud (2001, 2003)³												
Ensemble	0,445	0,139	0,060	0,453	0,137	0,059	0,464	0,156	0,071	2,508*	5,285*	5,948*
Rural	0,510	0,161	0,070	0,510	0,157	0,068	0,523	0,179	0,082	1,417	4,719*	5,627*
Urbain	0,104	0,025	0,009	0,165	0,040	0,015	0,199	0,055	0,022	7,315*	6,956*	5,806*
Grimm, Günther (2004, 2005)⁴												
Ensemble	0,555	0,209	0,100	0,618	0,229	0,110	0,472	0,160	0,073	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Rural	0,634	0,241	0,117	0,687	0,258	0,125	0,533	0,183	0,083	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Urbain	0,147	0,039	0,015	0,273	0,083	0,035	0,203	0,057	0,023	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Auteur (2005)¹²												
Ensemble	0,450	0,142	0,061	0,550	0,188	0,086	0,464	0,156	0,071	1,837	4,491*	5,274*
Rural	0,516	0,164	0,071	0,613	0,213	0,098	0,523	0,179	0,082	0,750	3,967*	4,959*
Urbain	0,106	0,026	0,001	0,234	0,062	0,025	0,199	0,055	0,022	7,120*	6,777*	5,625*
Sous-ensemble des dépenses par tête												
Tesliuc (2004)⁵												
Ensemble	- ⁷	- ⁷	- ⁷	0,546	0,183	0,082	0,464	0,153	0,068	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Rural	- ⁷	- ⁷	- ⁷	0,611	0,208	0,094	0,524	0,176	0,079	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Urbain	- ⁷	- ⁷	- ⁷	0,224	0,057	0,022	0,192	0,051	0,019	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Dépenses totales et échelle d'équivalence												
Dépenses ajustées												
Fofack, Monga, Tuluy (2001)⁸												
Ensemble	0,445	0,139	- ⁶	0,453	0,139	- ⁶	- ⁷	- ⁷	- ⁷	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Rural	0,551	0,161	- ⁶	0,507	0,158	- ⁶	- ⁷	- ⁷	- ⁷	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Urbain	0,104	0,025	- ⁶	0,159	0,040	- ⁶	- ⁷	- ⁷	- ⁷	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Echelle d'équivalence												
Lachaud (2001, 2003 et actualisation)⁹												
Ensemble	0,361	0,102	0,041	0,464	0,104	0,036	0,406	0,121	0,051	5,949*	6,601*	6,625*
Rural	0,413	0,118	0,048	0,521	0,118	0,041	0,456	0,138	0,059	5,116*	6,108*	6,072*
Urbain	0,091	0,022	0,008	0,177	0,031	0,009	0,178	0,045	0,017	6,986*	6,187*	5,045*
Consommation privée des comptes nationaux												
Comptabilité nationale I¹⁰												
Ensemble	0,380	0,119	0,048	0,556	0,198	0,092	0,460	0,157	0,072	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Comptabilité nationale II¹¹												
Ensemble	0,519	0,195	0,093	0,635	0,247	0,122	0,460	0,157	0,072	- ⁶	- ⁶	- ⁶
Comptabilité nationale II¹³												
Ensemble	0,384	0,121	0,050	0,566	0,203	0,096	0,460	0,157	0,072	- ⁶	- ⁶	- ⁶

(1) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Les erreurs types ne sont pas indiquées ; (2) Kakwani (1990). Une (*) et (**) signifient que les écarts de pauvreté sont significatifs, respectivement, à 5% – 1,96 – et 1% – 2,58 ; (3) Les lignes de pauvreté sont de 41 099, 72 690 et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994, 1998 et 2003 ; (4) Les lignes de pauvreté sont de 53 219, 82 885 et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994, 1998 et 2003 ; (5) Le seuil de pauvreté est déterminé de manière endogène, et s'élève à 72 100 F.Cfa en prix de juin 2003 à Ouagadougou ; (6) Non indiqué ; (7) Non concerné ; (8) Les lignes de pauvreté sont de 41 099 et 72 690 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994 et 1998. Par ailleurs, une échelle d'équivalence est prise en compte à l'aide d'un facteur de correction de 0,7 pour les membres des ménages âgés de moins de 15 ans, et de un pour les autres individus ; (9) Echelle d'équivalence : $EQ = (A + 0,6E_{0-4} + E_{5-9} + E_{10-14})^{0,53} = (A + 0,6E_{0-4} + E_{5-14})^{0,53}$, où A = adultes et E = enfants (Lachaud, 2000) ; (10) Auteur. Courbe de Lorenz beta selon les dépenses courantes de consommation finale des ménages (United Nations, 2004) ; les lignes de pauvreté sont de 41 099, 72 690 et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994, 1998 et 2003 ; (11) Auteur. Courbe de Lorenz beta selon les dépenses de consommation finale des ménages courants (United Nations, 2004) ; les lignes de pauvreté sont celles élaborées par Grimm, Günther (2004) – 53 219, 82 885 et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994, 1998 et 2003 ; (12) Estimation fondée sur une évaluation non paramétrique haute. Les lignes de pauvreté, calibrées par rapport à celles de l'INSD, sont de 41 425, 73 799 et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994, 1998 et 2003 ; (13) Auteur. Courbe de Lorenz beta selon les dépenses de consommation finale des ménages courants (United Nations, 2004) ; estimation fondée sur une évaluation non-paramétrique haute, les lignes de pauvreté étant calibrées par rapport à celles de l'INS – 41 425, 73 799 et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994, 1998 et 2003.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994, 1998 et 2003.

tenu de l'information disponible³⁸, elle s'appuie sur les seuils de pauvreté alimentaire déterminés par l'INSD, soient 21 766, 45 758³⁹ et 41 153 F.Cfa, respectivement, en 1994, 1998 et 2003. Dans cette optique, l'évaluation de la composante non alimentaire permet de déterminer deux seuils pauvreté. D'une part, une *estimation haute* incorporant un montant de dépenses non alimentaires pour les ménages dont la *consommation alimentaire totale est égale à la ligne de pauvreté alimentaire*. Le fondement de cette approche est à relier à un jugement normatif selon lequel la séquence de la satisfaction des besoins de base serait : les besoins alimentaires de survie, puis des besoins de base non alimentaire – par exemple, en matière de santé, de logement, de participation sociale, etc. –, et enfin des besoins essentiels alimentaires, ces deux derniers types de biens étant « normaux » lorsque les premiers sont satisfaits (Ravallion, 1998). En effet, lorsqu'une personne dépense pour l'alimentation l'équivalent de la ligne de pauvreté, elle a non seulement satisfait ses besoins énergétiques, fournis par les biens alimentaires, correspondant à une activité donnée, mais également elle doit avoir acquis les biens non

³⁸ Les trois enquêtes prioritaires ne renseignent pas les quantités et les prix des biens alimentaires consommés par les ménages.

³⁹ Après correction de 12,5 pour cent.

alimentaires nécessaires pour exercer cette dernière. En d'autres termes, la ligne de pauvreté ne peut excéder les dépenses totales du ménage, puisque dans ce cas, toute acquisition de biens non alimentaires viendrait en supplément de la consommation des biens non alimentaires de base. Sur un plan pratique, la méthode paramétrique consiste à estimer une courbe d'Engel reliant la part des dépenses alimentaires à un ensemble de paramètres, afin d'en déduire la ligne de pauvreté totale – tableau A1, modèles I⁴⁰. S'agissant de l'approche non paramétrique, on calcule la moyenne des dépenses totales par tête des ménages dont les dépenses alimentaires résident dans de faibles intervalles autour de la ligne de pauvreté⁴¹. La moyenne de ces dépenses totales est l'estimation haute de la ligne de pauvreté. D'autre part, une *estimation basse* peut être obtenue en admettant que ni les besoins alimentaires de base ni les besoins non alimentaires essentiels seront satisfaits, lorsque les dépenses totales des ménages sont inférieures au seuil de pauvreté alimentaire. Par conséquent, dans ce cas, toute dépense consacrée à des biens non alimentaires est appréhendée comme une dotation minimum allouée aux « besoins non alimentaires de base », puisque les ménages renoncent à l'acquisition de produits alimentaires essentiels. Empiriquement, la procédure paramétrique conduit à l'estimation de l'équation [A] – note 40 –, tandis que la méthode non paramétrique est fondée sur le même principe que précédemment, excepté que le calcul génère la composante non alimentaire au voisinage du point où la dépense totale par tête des ménages équivaut au seuil de pauvreté alimentaire. Le résultat obtenu est ajouté à la ligne de pauvreté alimentaire.

Le tableau A2, en annexes, présente les estimations des nouvelles lignes de pauvreté. On observe que l'approche non paramétrique de la variante haute des lignes de pauvreté produit des résultats proches de ceux obtenus par l'INSD. Ainsi, cette option induit des seuils de privations de 42 344, 75 435 et 84 505 F.Cfa par tête et par an, respectivement, pour 1994, 1998 et 2003 – l'évaluation de l'INSD étant, respectivement, de 41 099, 72 690 et 82 672 F.Cfa. On constate également que les estimations basses paramétriques et non paramétriques sont très proches. Par exemple, pour 2003, elles s'élèvent, respectivement, à 54 736 et 54 748 F. Cfa. Par contre, les évaluations non paramétriques hautes divergent sensiblement de l'approche de Grimm, Günther (2005). En effet, ces derniers affichent un ratio des seuils de privation de 1,557 et 1,533, respectivement, pour 1988/1994 et 2003/1994, contre 1,781 et 1,996 dans la présente étude – estimation haute. Compte tenu des options analytiques adoptées par l'INSD, la présente recherche considère les seuils de pauvreté inhérents à l'estimation non paramétrique haute. Ces derniers, calibrés sur celui de 2003 de l'INSD, sont de 41 425, 73 799 et 82 672 F.Cfa par tête et par an⁴².

Le tableau 1 présente la configuration des évaluations divergentes de la pauvreté monétaire entre 1994 et 2003, et met en évidence plusieurs tendances majeures⁴³.

En premier lieu, la prise en compte de l'ensemble des dépenses des ménages par tête, et une estimation haute des seuils de pauvreté par l'approche non paramétrique, suggèrent une faible hausse du ratio de pauvreté nationale au cours de la période 1994-2003. Ainsi, pour l'ensemble du pays, l'incidence de la pauvreté des individus serait passée de 45,0 à 46,4 pour cent entre 1994 et 2003, une évolution non confirmée par la statistique η , testant l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté de deux échantillons sont statistiquement non significatifs – $\eta = 1,837$. Par contre, la statistique η met en évidence un différentiel significatif d'intensité et d'inégalité de pauvreté entre 1994 et 2003 – $\eta_{p1} = 4,491$, et $\eta_{p2} = 5,274$. En fait, le test de dominance stochastique de deuxième ordre, présenté à la figure 1, montre, sans ambiguïté, une aggravation des privations

⁴⁰ Ainsi, pour le ménage i , la courbe d'Engel est estimée comme suit – tableau A1, modèle I :

$$s_i = \alpha + \beta \ln(y_i/z_F) + \beta [\ln(y_i/z_F)]^2 + \text{autres variables} \quad [A]$$

où s_i représente la part des dépenses alimentaires dans la dépense totale y_i , alors que z_F est le coût des besoins alimentaires de base, et que α et β sont des paramètres à estimer. L'estimation haute de la ligne de pauvreté est donnée par : z_F/α^* , où α^* est défini implicitement par : $\alpha^* = \alpha + \beta \ln(1/\alpha^*) + \beta_2 [\ln(1/\alpha^*)]^2 + \text{autres variables}$. Lorsque l'estimation basse est considérée, la constante α mesure la part des dépenses alimentaires moyennes des ménages justes en mesure d'obtenir les besoins de base nécessaires, c'est-à-dire lorsque $y_{ij} = z_{Fj}$ – plus, éventuellement, des éléments inhérents aux autres variables. Par ailleurs, dans ce cas, on montre que la ligne de pauvreté totale est obtenue en ajustant vers le haut la ligne de pauvreté alimentaire, l'accroissement proportionnel étant donné par la part estimée des dépenses non alimentaires correspondant au seuil de pauvreté alimentaire, soit : $z = z_F (2 - \lambda)$. Dans cette dernière équation, $\lambda = \alpha + \eta \bar{E}_v + \varepsilon \bar{A}_k + \gamma \bar{D} + \rho \bar{N} + \mu \bar{I}_g$, où, pour les 40 pour cent les plus pauvres : (i) \bar{E}_v = niveaux moyens d'éducation – $v = 2$ à 3; (ii) \bar{A}_k = proportions moyennes des classes d'âge – $k = 2$ à 3; (iii) \bar{D} = situation moyenne par rapport au mariage – $1 = \text{marié}$; (iv) \bar{N} = situation moyenne par rapport au sexe – $1 = \text{homme}$; \bar{I}_g = situation moyenne par rapport à la localisation spatiale – $g = 2$ à 11 pour 1994, et 2 à 14 pour 1998 et 2003.

⁴¹ Par exemple : $0,99Z_F$ à $1,01Z_F$, jusqu'à $0,90Z_F$ à $1,10Z_F$.

⁴² Le calibrage permet d'obtenir le même ratio de pauvreté en 2003 que celui produit par l'INSD. Par exemple, pour 1998, la ligne de pauvreté « standardisée » de 73 799 F.Cfa est obtenue par : $(82\,672/84\,505) \times 75\,435$.

⁴³ Les commentaires se limitent aux évaluations fondées sur les dépenses totales des ménages – partie haute du tableau 1 – et la consommation privée des comptes nationaux.

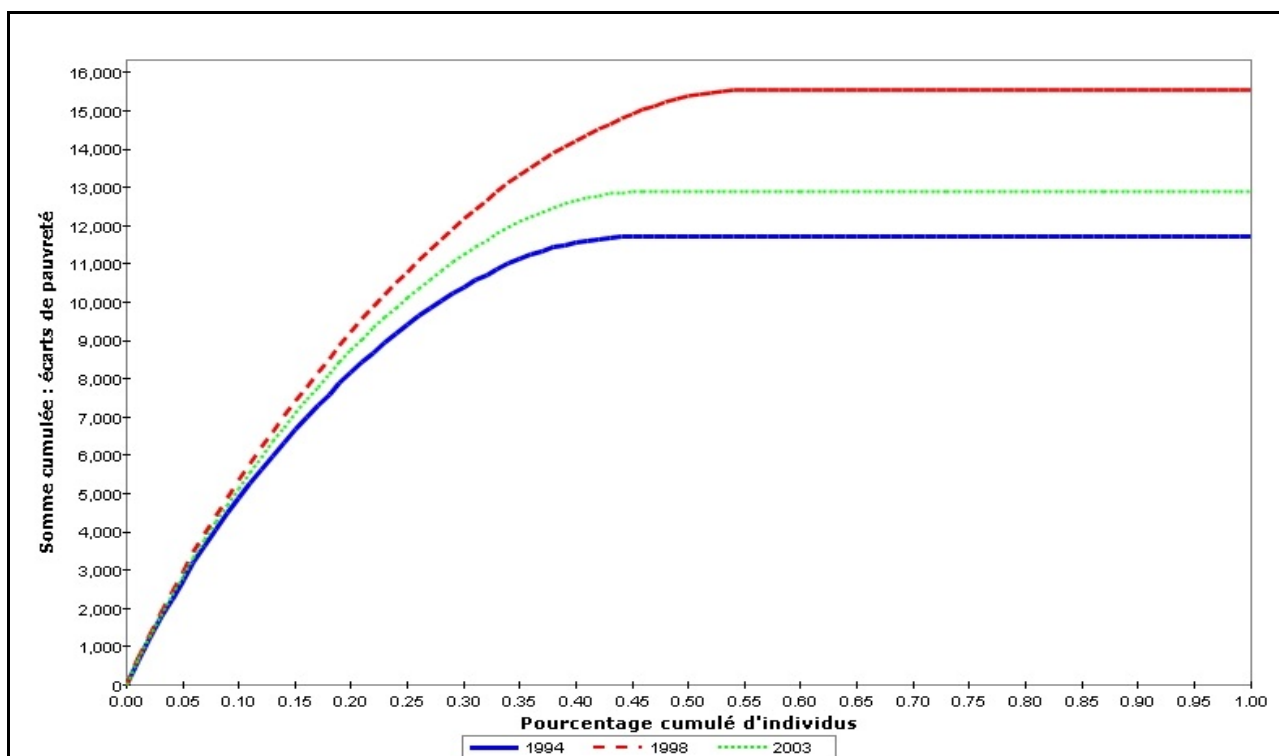


Figure 1 : Test de dominance stochastique de deuxième ordre du niveau de vie monétaire des ménages – prix 2003 – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003

au cours de la période 1994-2003⁴⁴. Cette dynamique est également constatée l'évaluation de l'INSD, ainsi que par l'approche de la consommation privée des comptes nationaux. Par exemple, dans ce dernier cas, la prise en compte des nouveaux seuils de pauvreté issus de l'estimation haute non paramétrique, produit un ratio de pauvreté de 38,4 et 46,0 pour cent, respectivement, en 1994 et 2003. De même, les privations se seraient aggravées dans les campagnes – sauf en ce qui concerne le ratio de pauvreté – et les villes.

En deuxième lieu, l'approche de Grimm, Günther (2005) produit un résultat contraire : la pauvreté aurait augmenté entre 1994 et 1998. Par exemple, le ratio de pauvreté serait passé de 55,5 à 47,2 pour cent au cours de la période. Bien que les tests η et de dominance stochastique ne soient pas présentés, on peut penser que les écarts constatés sont probablement significatifs. Cette tendance est confirmée par l'approche des comptes nationaux. En outre, les privations se seraient réduites de 10 points de pourcentage en milieu rural, contrairement au milieu urbain où elles auraient sensiblement augmenté.

En troisième lieu, les deux approches précédentes mettent toutefois en relief une évolution en U renversé de la pauvreté entre 1994 et 2003, une dynamique qui apparaît nettement sur la figure 1. Cette tendance est, en grande partie, la conséquence du retrait d'une proportion uniforme de 12,5 pour cent des dépenses des ménages en 1998, précédemment évoqué. On notera que l'estimation de l'INSD ne confirme pas cette évolution, puisque les bases de données incorporent les 12,5 pour cent.

4. Les potentialités limitées des indicateurs non monétaires partiels

Compte tenu des divergences précédentes, il est tentant de recourir aux indicateurs non monétaires *partiels* pour justifier la nouvelle approche de la dynamique de pauvreté monétaire. Ainsi, l'étude de Tesliuc (2004, p.4) indique que « la plupart des indicateurs de bien-être non monétaires tirés des enquêtes signalent une amélioration continue dans l'éducation et la santé des ménages ». De même, Grimm et Günther (2005, p.11) affirment que « leur évaluation révisée de la pauvreté monétaire est cohérente avec le développement de divers indicateurs sociaux ». En vérité, ces approches appellent plusieurs questionnements.

Premièrement, l'étude de Tesliuc (2004) ne retient que quatre indicateurs – taux d'alphabétisation des adultes, taux brut de scolarisation, taux de morbidité et utilisation d'installations de santé modernes –, tandis que celle de Gimm, Günther (2005) en considère sept, en spécifiant davantage les aspects relatifs à la santé – handicap physique, personnes malades ayant consulté – et au logement – électricité, accès à l'eau et existence

⁴⁴ Les dépenses sont évaluées aux prix de 2003 à l'aide des déflateurs des lignes de pauvreté.

de toilettes modernes. En fait, ces indicateurs sont examinés individuellement, alors que le niveau de vie des ménages est fonction d'un ensemble plus vaste d'indicateurs non monétaires. Le tableau A3, en annexes, affiche les indicateurs non monétaires utilisés dans la présente étude.

Deuxièmement, le taux brut de scolarisation est un indicateur partiel du niveau de vie des familles, dans la mesure où toutes ne scolarisent pas des enfants. Les données des enquêtes de 1994, 1998 et 2003 montrent que, respectivement, 20,4, 21,2 et 23,7 pour cent des ménages n'ont pas d'enfants de 7-19 ans. S'agissant de l'absence d'enfants de 7-12 ans, les proportions respectives sont de 34,3, 35,0 et 40,7 pour cent⁴⁵. Ainsi, non seulement il serait préférable de considérer le *taux net* de scolarisation, mais également, il pourrait être opportun de se référer à un *indicateur combiné d'instruction* des adultes et des enfants, afin d'appréhender la dynamique du capital humain de l'ensemble des familles⁴⁶. Par ailleurs, le critère de la scolarisation appelle deux observations additionnelles. D'une part, l'étude de Grimm, Günther (2005), considérant la « proportion des enfants d'une tranche d'âge donné scolarisés », contredit l'évolution de l'indicateur du taux brut. Ainsi, ce dernier, inhérent au primaire, a *augmenté* de 35,2 à 44,1 pour cent entre 1994 et 2003 (Tesliuc, 2004, p.5), tandis que la proportion des enfants scolarisés de 6-12 ans a *diminué* de 33,4 à 30,8 pour cent au cours de la même période (Gimm, Günther, 2005, p.12). D'autre part, plus surprenant encore, selon cette dernière étude, *le ratio de pauvreté en milieu rural aurait décliné de 10 points de pourcentage entre 1994 et 2003 – 63,4 à 53,3 pour cent ; tableau 1 –, tandis que la proportion d'enfants scolarisés de 6-12, localisés dans les zones rurales, aurait en même temps diminué de près de cinq points de pourcentage – 27,1 à 23,6 pour cent*. Peut-on réellement admettre l'existence d'une cohérence entre l'évolution de ces indicateurs monétaire et non monétaire des privations ? D'une manière plus générale, il est hasardeux d'inférer une dynamique du niveau de vie des ménages fondée sur l'évolution d'indicateurs partiels. Peut-on affirmer que la pauvreté a augmenté entre 1998 et 2003 parce que l'incidence du retard de croissance, plutôt inhérent au statut de santé de longue période, est passé de 41,8 à 50,9 pour cent, même si la tendance est confirmée par les enquêtes démographiques et de santé de 1992-93 et 1998-99 ? (Lachaud, 2003). De même, peut-on suggérer que les privations se sont accrues entre 1992-93 et 1998-99 parce que le taux de mortalité infanto-juvénile a augmenté de 187 à 219 pour mille ?

Troisièmement, les deux études précédentes s'appuient aussi soit sur l'indicateur de morbidité (Tesliuc, 2004), soit sur la proportion de personnes malades ayant consulté (Gimm, Günther, 2005) pour justifier le nouvel examen de la dynamique de pauvreté monétaire. Or, le taux de morbidité est plus faible pour les ménages pauvres que pour les ménages aisés – 4,3 et 9,2 pour cent, respectivement en 2003, et 10,6 et 25,3 en 1994, respectivement –, un résultat désormais classique, les pauvres ne déclarant pas leur état de morbidité ou n'ayant pas consulté. En fait, les taux de morbidité entre 1994 et 2003 ne sont pas comparables, car les périodes de référence sont respectivement, de 30 et 15 jours⁴⁷, ce qui limite la validité de l'indicateur de consultation. Quoi qu'il en soit, les enquêtes de 1994 et 2003 montrent que, non seulement les pauvres consultent proportionnellement moins que les riches, mais également que ce ratio avait eu tendance à décliner au cours de la période. En effet, en 1994, la proportion de pauvres et de riches ayant consulté pour des raisons de santé était, respectivement, de 27,8 et 54,1 pour cent, soit un ratio pauvre/riches de 0,51. Or, en 2003, les pourcentages respectifs étaient de 2,6 et 7,7 pour cent, d'où un ratio pauvre/riches de 0,34. Observons également que la prise en compte de données comparables tendrait à mettre en évidence une dynamique de morbidité qui serait plutôt « potiches », le taux de morbidité n'ayant décliné que de 0,4 points de pourcentage pour les pauvres, contre 2,7 points de pourcentage pour les riches au cours de la période 1998-2003.

Quatrièmement, la considération de certains indicateurs non monétaires en termes de proportion par rapport à un seul élément les caractérisant peut aussi être questionnée. Par exemple, le tableau A3, en annexes, montre effectivement que la proportion de ménages n'ayant pas de toilettes – « dans la nature ou autre » – a décliné de 69,8 à 64,9 pour cent entre 1994 et 2003, une évolution confirmée par l'étude de Grimm, Günther (2005). En réalité, le tableau A3 montre que les autres types d'aisance sont plus favorables en 1994 qu'en 2003. Par exemple, la proportion des ménages ayant des latrines avec fosse est passée de 3,2 à 0,6 au cours de la période. Une remarque similaire prévaut pour l'accès à l'eau pour la boisson, encore que la comparabilité des informations entre 1994 et 2003 puisse être mise en doute.

Ces questionnements conduisent à tester la dynamique de la pauvreté au Burkina Faso en utilisant un *ensemble* d'indicateurs non monétaires.

⁴⁵ Pour 1994, 1998 et 2003, 40,6, 41,1 et 44,4 pour cent des ménages n'ont pas d'enfants de 13-19 ans.

⁴⁶ Une analyse des interactions entre les indicateurs monétaires et non monétaires de la pauvreté, à l'aide des informations des enquêtes prioritaires de 1994-95, est contenue dans Lachaud (2002).

⁴⁷ Tesliuc (2004) ne compare que les taux de morbidité entre 1998 et 2003.

3. *La dynamique de pauvreté non monétaire : une nouvelle évidence empirique*

La présente étude tente d'appréhender la dynamique du niveau de vie des ménages à l'aide d'un ensemble d'actifs physiques, humains et sociaux. A cet égard, il est à remarquer que les éléments quantitatifs disponibles ne permettent de déterminer que les « fonctionnements » observés reliés au niveau de *bien-être effectif*, alors que l'espace des capacités de A. Sen (1985), englobant les combinaisons de fonctionnements, se réfère à la liberté de réaliser le bien-être. Quoiqu'il en soit, deux options méthodologiques sont mises en oeuvre : l'une fondée sur une analyse en composantes principales non linéaire, l'autre par rapport à une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes des capacités.

1. *L'approche en composantes principales non linéaire*

A. *Concepts et méthodes*⁴⁸

Il est couramment admis qu'un indice, fondé sur la disponibilité de certains actifs des ménages, peut constituer une bonne approximation de la richesse à *long terme* de ces derniers (Filmer, Pritchett, 1998, 1999 ; Sahn, Stifel, 2000). A cet égard, la présente étude utilise l'analyse en composantes principales non linéaire pour construire un indice de bien-être des ménages fondé sur certains de leurs actifs – ci-après explicités. Cette approche appelle plusieurs observations.

En premier lieu, outre la recherche de réduction du nombre de dimensions des données, commune avec l'approche linéaire, l'intérêt de l'analyse en composantes principales non linéaire est de permettre aux variables d'être codées à différents niveaux – nominal, ordinal, numérique. En effet, un développement important de l'analyse des données multidimensionnelles a consisté à quantifier de manière optimale des variables catégorielles ou qualitatives⁴⁹. Par exemple, les variables nominales sont quantifiées de façon optimale par rapport au nombre de dimensions spécifiées. Cette forme de codage optimal est une approche générale pour traiter les données qualitatives multivariées⁵⁰. L'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal quantifie les objets – les cas, ménages ou individus – en attribuant à chacun une valeur spécifique, un score. Habituellement, les scores des objets – coordonnées des variables – sont normalisés de manière à avoir une moyenne nulle et une variance unitaire⁵¹. Par conséquent, la normalisation identifie les scores des variables comme les corrélations entre les variables et les p dimensions de l'espace inhérent aux objets. Dans ce contexte, la proportion de variance expliquée – représentée par les coordonnées du barycentre, les coordonnées vectorielles et le total – par chaque dimension, les corrélations entre composantes principales – dimensions – et variables initiales, et le graphe des coordonnées factorielles des actifs, permettent de porter une appréciation sur la validité du modèle⁵².

En deuxième lieu, les actifs des ménages pris en compte dans l'élaboration de l'indice non monétaire de bien-être concernent *trois dimensions* : la possession d'actifs physiques au niveau des familles, l'ampleur du capital humain en termes d'éducation, relatif au chef de ménage et aux membres du groupe, et les ressources sociales appréhendées par les envois de fonds nationaux et étrangers. Néanmoins, afin de préserver les possibilités de comparaison entre 1994, 1998 et 2003, seuls les actifs, identifiés de manière homogène aux

⁴⁸ Certains développements suivent ceux de Lachaud (2005).

⁴⁹ Meulman (1998) présente les méthodes de quantification optimale pour l'analyse des données qualitatives, ainsi qu'une importante bibliographie sur cette question.

⁵⁰ Soit une variable qualitative h_j définissant une matrice d'indicateurs binaires G_j avec n lignes et l_j colonnes, l_j étant le nombre de catégories. Les éléments h_{ij} définissent alors les éléments $g_{ir(j)}$ de la manière suivante : $h_{ij} = r$ implique $g_{ir(j)} = 1$; $h_{ij} \neq r$ implique $g_{ir(j)} = 0$, où $r = 1, \dots, l_j$ est l'indice indiquant le nombre de catégories de la variable j . Si les quantifications des catégories sont notées y_j , une variable transformée peut s'écrire $G_j y_j$, tandis qu'une somme pondérée de variables prédites serait $\sum_j b_j G_j y_j = Xb$, b_j étant un vecteur de coefficients de régression, et X un ensemble de variables explicatives de z . Dans ce cas, le codage optimal maximise la corrélation entre $\theta(z)$ et $\sum_j b_j G_j y_j$, pour des fonctions non linéaires appropriées. Ainsi, le processus de codage optimal transforme les variables qualitatives en variables quantitatives par les moindres carrés alternés, ce qui implique que des *relations non linéaires entre les variables* peuvent être spécifiées. Toutefois, il faut reconnaître que l'« optimalité » est relative, puisqu'elle est toujours issue d'une base de données particulière et d'un critère spécifique qui est optimisé.

⁵¹ Cela permet de s'affranchir du problème des unités de mesure. Le terme général est alors pour la variable k : $(x_{ik} - \bar{x}_k)/s_k$, où s_k = écart type de k .

⁵² L'analyse en composantes principales non linéaire est réalisée avec SPSS qui s'appuie sur l'utilisation du programme élaboré par le Data Theory Scaling System Group de l'université de Leiden aux Pays-Bas. En outre, la méthode de normalisation optimise l'association entre les variables.

niveaux conceptuel et méthodologique au cours des trois années, ont été considérés. Le tableau A3, en annexes, affiche cette information, complétée par les observations qui suivent.

Premièrement, les *actifs physiques* des ménages concernent deux éléments : les caractéristiques de l'habitation et la disponibilité de biens durables.

Les éléments relatifs à l'habitat et au confort, pris en compte par les enquêtes prioritaires, concernent plusieurs aspects, stratifiés comme suit⁵³ : (i) nature des murs – béton, pierres, parpaing, ciment ; briques cuites, tôles ; terre, briques de terre ; paille ; autres matériaux ; (ii) nature de la toiture – béton, tuiles ; tôles ; terre battue ; paille, autres matériaux ; (iii) nature du sol – carreau ; ciment ; terre battue, sable ; autres matériaux ; (iv) nombre de personnes par pièce ; (v) type d'aisance – chasse avec fosse ; latrines à fosse ; latrines ordinaires ; nature et autre lieu ; (vi) mode d'évacuation des ordures – poubelle ; fosse ; bac ; immondices publiques ; immondices privées ; rue et autre ; (vii) mode d'accès à l'eau pour la boisson – robinet intérieur propre ; robinet intérieur partagé ; fontaine publique ; forage ; puits avec buses ; puits ordinaire ; rivière, cours d'eau, lac, autre ; (viii) énergie pour la cuisson des aliments – électricité, gaz ; pétrole ; bois ; charbon de bois ; autre ; (ix) énergie pour l'éclairage – électricité, solaire, batterie ; gaz, torche ; pétrole ; bois ; bougie, autre.

Les avoirs du ménage comprennent les biens appartenant au ménage de plein droit ou acquis à crédit, mais excluent ceux qui sont partagés avec un tiers. A cet égard, l'étude considère un nombre limité de biens fonctionnels du ménage, liés aux transports, à l'habitation ou à la communication⁵⁴ : réfrigérateur ; télévision ; radio ; machine à coudre ; cuisinière moderne – gaz ; bicyclette ; mobylette ; moto ; automobile, véhicule privé ; téléphone. La prise en compte des actifs précédemment spécifiés appelle plusieurs observations. Tout d'abord, des actifs identifiés par les enquêtes prioritaires n'ont pas été intégrés dans l'analyse, soit parce que leur disponibilité relevait surtout de l'exercice d'une activité économique spécifique dans un milieu donné – tracteur, charrue, charrette –, soit parce que les informations collectées n'étaient pas suffisamment homogènes selon les investigations – terre, cheptel. Ensuite, il existe une incertitude quant à la spécification de certains avoirs des ménages. En effet, les enquêtes indiquent l'existence des actifs, mais ne permettent pas de préciser les quantités. Par conséquent, l'étude suppose implicitement qu'un seul élément de l'actif recensé est disponible par ménage.

Deuxièmement, les *actifs humains* ont été mesurés selon deux indicateurs. D'une part, le niveau d'instruction du chef de ménage : supérieur ; secondaire deuxième cycle ; secondaire premier cycle ; primaire complet ; primaire incomplet ; sans instruction. D'autre part, le taux combiné de l'inverse du taux de scolarisation net des 7-14 ans et du taux d'analphabétisme des 15 ans et plus, la pondération étant, respectivement, des deux tiers et de un tiers.

Troisièmement, les *actifs sociaux* sont appréhendés, pour chaque année, par le ratio du montant des transferts réels reçus – déflatés par un indice régional des prix – et du seuil de pauvreté. La prise en considération de cette forme de capital social s'explique par la tradition d'émigration des burkinabè vers les pays voisins, source d'envois de fonds importants, et surtout par l'impact potentiel de la crise ivoirienne depuis le début des années 2000. En effet, alors qu'en 1998, 35,8 pour cent des ménages étaient destinataires d'envois de fonds du Burkina Faso ou de l'étranger – y compris les transferts divers –, en 2003, seulement 17,3 pour cent des familles étaient concernées par le processus de redistribution. En outre, si plus de la moitié des ménages ayant des transferts bénéficiaient d'une redistribution en provenance de Côte d'Ivoire en 1998 – 21,1 pour cent –, ils n'étaient plus que 4,8 pour cent en 2003, soit le quart des familles recevant des envois de fonds. De ce fait, le volume des transferts de Côte d'Ivoire a chuté de 67,8 pour cent en termes réels entre 1998 et 2003, une évolution confirmée par les statistiques de la BCEAO concernant l'« épargne rapatriée » de ce pays (Lachaud, 2004).

En troisième lieu, dans l'étude, l'élaboration de l'indice de bien-être des ménages, à partir de l'analyse en composantes principales non linéaire inhérente aux actifs, est fondée sur un facteur d'économies d'échelle égal à zéro – coût marginal nul de tous les membres supplémentaires au-delà du premier –, c'est-à-dire en supposant que tous les paramètres d'accès aux actifs se réfèrent au *ménage*. De ce fait, toutes les variables sont ordinales. Cette option analytique induit une variance expliquée, respectivement, pour les dimensions un et deux, de : (i) 1994 : 37,3 et 7,8 pour cent ; (ii) 1998 : 35,9 et 7,5 pour cent ; (iii) 2003 : 39,4 et 8,3 pour cent – tableau A4, en annexes. En outre, le tableau A4 montre que pour les trois années, la majorité des corrélations entre la première composante et les variables initiales sont positives. Ajoutons que les informations relatives

⁵³ Pour chaque actif, l'énumération des catégories suit un ordre de précarité *croissante*. Par souci de comparaison entre les trois années, les actifs liés à l'existence d'une « zone lotie » et d'une « pièce aménagée pour la cuisine » ont été supprimés par rapport à Lachaud (2005).

⁵⁴ La variable liée à la possession d'une « fer à repasser » est inexistante en 1994. Elle est omise dans l'étude.

Tableau 2 : Indicateurs de pauvreté des ménages en termes d'actifs selon le milieu : Z = 25^e et 40^e percentiles de l'indice d'actifs – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003

Paramètres	1994				1998				2003			
Milieu	FGT(0) (erreur type)	FGT(1) (erreur type)	FGT(2) (erreur type)	N	FGT(0) (erreur type)	FGT(1) (erreur type)	FGT(2) (erreur type)	N	FGT(0) (erreur type)	FGT(1) (erreur type)	FGT(2) (erreur type)	N
Pauvreté : Z = 25^e percentile de l'indice d'actifs de 1994												
Urbain	0,015 (0,003)	0,002 (0,000)	0,000 (0,000)	1 669	0,018 (0,003)	0,002 (0,000)	0,000 (0,000)	1 856	0,023 (0,003)	0,003 (0,000)	0,000 (0,000)	1 669
Rural	0,308 (0,007)	0,042 (0,001)	0,009 (0,000)	6 939	0,355 (0,007)	0,054 (0,001)	0,013 (0,000)	6 455	0,303 (0,006)	0,048 (0,001)	0,011 (0,000)	6 384
Ensemble	0,251 (0,006)	0,034 (0,001)	0,007 (0,000)	8 608	0,280 (0,005)	0,042 (0,001)	0,010 (0,000)	8 311	0,245 (0,005)	0,039 (0,001)	0,009 (0,000)	8 053
Pauvreté : Z = 40^e percentile de l'indice d'actifs de 1994												
Urbain	0,029 (0,003)	0,004 (0,001)	0,001 (0,000)	1 669	0,033 (0,003)	0,004 (0,001)	0,001 (0,000)	1 856	0,037 (0,004)	0,006 (0,001)	0,001 (0,000)	1 669
Rural	0,489 (0,008)	0,082 (0,002)	0,020 (0,001)	6 939	0,516 (0,007)	0,095 (0,002)	0,026 (0,001)	6 455	0,509 (0,007)	0,088 (0,002)	0,023 (0,001)	6 384
Ensemble	0,400 (0,007)	0,067 (0,001)	0,016 (0,000)	8 608	0,408 (0,006)	0,075 (0,001)	0,020 (0,001)	8 311	0,411 (0,006)	0,071 (0,001)	0,018 (0,001)	8 053

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994, 1998 et 2003.

Tableau 3 : Statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés : Z = 25^e et 40^e percentiles de l'indice d'actifs – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003

Paramètres	η^1 2003/1994			η^1 2003/1998			η^1 1998/1994			Cohé- rence/dis- cordance pauvreté monétaire ²
Milieu	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	
Pauvreté : Z = 25^e percentile de l'indice d'actifs de 1994										
Urbain	1,842	1,577	1,232	1,147	0,848	0,271	0,750	1,577	1,231	-
Rural	-0,654	4,139**	4,992**	-6,370**	-3,272**	-3,392**	5,841**	4,139**	4,992**	+
η^1 rural-urbain 1994	46,777*	36,594**	28,229**	-	-	-	-	-	-	-
η^1 rural-urbain 1998	-	-	-	50,394**	38,373**	28,410**	-	-	-	-
η^1 rural-urbain 2003	-	-	-	-	-	-	40,897**	35,093**	27,518**	-
Ensemble	-0,932	3,745**	4,696**	-5,131**	-2,527*	-2,888**	4,273**	3,745**	4,696**	+
Pauvreté : Z = 40^e percentile de l'indice d'actifs de 1994										
Urbain	1,383	1,721	1,601	0,665	1,177	0,787	0,757	1,721	1,601	-
Rural	2,257*	3,018**	4,207**	-0,807	-3,384**	-3,608**	3,088**	3,018**	4,207**	-
η^1 rural-urbain 1994	63,456**	50,754*	38,099**	-	-	-	-	-	-	-
η^1 rural-urbain 1998	-	-	-	64,580**	51,532**	37,719**	-	-	-	-
η^1 rural-urbain 2003	-	-	-	-	-	-	60,583**	46,704**	35,716**	-
Ensemble	1,464	2,472*	3,788**	0,386	-2,292*	-2,869**	1,084	2,472*	3,788**	+

(1) Kakwani (1990). Une (*) et (**) signifient que les écarts de pauvreté sont significatifs, respectivement, à 5% – 1,96 – et 1% – 2,58 ; (2) La cohérence/discordance (2003 par rapport à 1994 pour P0) indique que la statistique η valide de manière identique les dynamiques régionales de pauvreté non monétaire et monétaire au cours de la période, cette dernière ayant été estimée à l'aide des seuils de pauvreté élaborés par l'auteur selon la méthode non paramétrique – tableau 1. Un signe « + » indique une information concordante – par exemple, la pauvreté monétaire et la pauvreté non monétaire ont évolué dans le même sens –, tandis qu'un signe « - » traduit une information discordante.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994, 1998 et 2003.

aux trois années n'ont pas été agglomérées, de manière à tenir compte des variations éventuelles des coefficients des actifs au cours de la période⁵⁵.

En dernier lieu, afin de mesurer la pauvreté et sa dynamique au cours de la période considérée, les indices d'actifs inhérents aux deux dates ont été multipliés par (-1), et augmentés d'une constante – 20, dans le cas présent –, pour éliminer les valeurs négatives. En outre, deux lignes de pauvreté ont été fixées pour 1994 par rapport, respectivement, aux 25^e et 40^e percentiles⁵⁶. Ces lignes de pauvreté ont ensuite été appliquées à l'indice d'actifs de 1998 et 2003, et l'incidence, la profondeur et l'inégalité des privations sont calculées selon les milieux urbain et rural. De plus, la statistique η , testant l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté de deux

⁵⁵ Un test avec des données groupées donne des résultats identiques. Le cheminement inverse conduit Sahn et Stifel (2000) à une conclusion analogue.

⁵⁶ Cette procédure ne modifie pas les informations sur la « richesse » relative des ménages.

échantillons sont statistiquement non significatifs – tableau 3 –, ainsi que les tests de dominance stochastique de deuxième ordre, permettent d'évaluer la robustesse des comparaisons.

B. Analyse

Les tableaux 2 et 3 présentent les mesures de la pauvreté des ménages au cours de la période 1994-2003 selon les milieux, respectivement, par rapport aux seuils des privations non monétaires des 25^e et 40^e percentiles, et suggèrent plusieurs commentaires.

Premièrement, entre 1994 et 2003, on observe une stabilité du ratio de la pauvreté non monétaire, quels que soient les seuils de référence – 25^e et 40^e percentiles. En effet, le tableau 2 montre que la prise en compte d'une ligne de pauvreté fixée au niveau du 25^e percentile de 1994 induit un ratio de pauvreté des ménages de 24,5 pour cent en 2003⁵⁷. En outre, le test de l'hypothèse nulle montre que les écarts de pauvreté des deux échantillons ne sont pas statistiquement significatifs, puisque $\eta_{2003-1994} = -0,932$ – tableau 3. De la même manière, la référence au 40^e percentile de 1994 génère un taux de pauvreté de 41,1 pour cent en 2003, et la statistique $\eta_{2003-1994} = 1,464$, montrent que l'écart des privations entre les deux dates n'est pas statistiquement significatif – tableau 3. Cette stabilité de la mesure *cardinale non monétaire* de la pauvreté au cours de la période considérée – ratios relatifs aux 25^e et 40^e percentiles – est cohérente avec la configuration de la dynamique *monétaire* affichée au tableau 1, lorsque les seuils des privations sont déterminés à l'aide d'une approche non paramétrique⁵⁸ – $\eta_{2003-1994} = 1,837$, non significatif. La dernière colonne du tableau 1 précise les cas de cohérence ou de discordance. Par ailleurs, cette concordance prévaut également lorsque l'intensité et l'inégalité de la pauvreté sont considérées. Toutefois, on observe qu'entre 1994 et 2003, l'intensité et l'inégalité de la pauvreté – monétaire et non monétaire – se sont significativement accrues. Ainsi, entre 1994 et 2003, la référence au seuil du 40^e percentile montre que l'intensité de la pauvreté non monétaire est passée de 6,7 à 7,1 pour cent – $\eta_{2003-1994} = 2,472$ –, alors que la référence au 25^e percentile induit une augmentation du même indicateur de 3,4 à 3,9 pour cent – $\eta_{2003-1994} = 3,745$. Or, la statistique $\eta_{2003-1994}$, relative à l'intensité de la pauvreté monétaire, fondée sur les seuils déterminés par l'approche non paramétrique, est de 4,491 – tableau 1. Une observation analogue prévaut s'agissant de l'inégalité de la pauvreté non monétaire et monétaire.

Deuxièmement, la décomposition de l'évolution des privations non monétaires au cours de la période 1994-2003, par rapport à 1998, tend également à confirmer la dynamique de pauvreté monétaire⁵⁹. D'une manière générale, les mesures cardinales de la pauvreté non monétaire et monétaire exhibent une courbe en U renversé entre 1994 et 2003 : croissance entre 1994 et 1998, puis diminution entre 1998 et 2003⁶⁰. Toutefois, cette affirmation doit être nuancée. La configuration de la courbe en U renversé n'est pas significative pour le ratio de pauvreté monétaire fondé sur le 40^e percentile – $\eta_{1998-1994} = 1,024$ et $\eta_{2003-1998} = 0,386$. Par contre, pour toutes les autres mesures cardinales de la pauvreté non monétaire des 25^e et 40^e percentiles, y compris le ratio relatif au 25^e percentile, les privations ont significativement augmenté entre 1994 et 1998, puis décliné au cours de la période 1998-2003 – tableau 3.

Troisièmement, la prise en compte d'une mesure *ordinale* de la pauvreté non monétaire nationale à l'aide des courbes TIP⁶¹, fondée également sur les seuils des 25^e et 40^e percentiles de 1994, spécifie et confirme les tendances précédentes. En effet, la figure 2 présente les tests de dominance stochastique de deuxième ordre. Elle suggère, d'une part, une augmentation des privations non monétaires au cours de la période 1994-2003, et, d'autre part, l'existence d'une courbe en U renversé traduisant une aggravation des privations entre 1994 et 1998, puis une réduction de la pauvreté au cours de la période 1998-2003. A cet égard, il est faut rappeler que les courbes TIP ont la capacité de résumer les trois dimensions de la pauvreté – incidence, intensité et inégalité – à l'aide d'un graphique, affichant sur l'axe des ordonnées la somme cumulée des écarts de pauvreté *par tête* – normalisés ou non ; monétaire ou non monétaire – et, sur l'axe des abscisses, la proportion cumulée des individus ou des ménages. La figure 2 indique les courbes TIP au niveau national selon les deux seuils de

⁵⁷ Compte tenu des discontinuités de l'indices des actifs, le ratio de pauvreté en 1994 est de 25,1 pour cent.

⁵⁸ Ligne « Auteur (2005) », partie haute du tableau 1.

⁵⁹ La référence est toujours effectuée par rapport à la dynamique de pauvreté monétaire appréhendée à l'aide des seuils calculés par l'auteur selon la méthode non paramétrique – estimation haute.

⁶⁰ La statistique η , relative à la pauvreté monétaire, n'est pas présentée pour les sous-période, mais elle est significative dans chaque cas. De plus, il faut rappeler que pour 1998, la soustraction des 12,5 pour cent des dépenses des ménages a été opérée.

⁶¹ Three 'I' Poverty. Les trois 'I' sont issus de : Incidence, Intensity, Inequality. En français, on peut aussi évoquer les Trois 'I' de la pauvreté : Incidence, Intensité et Inégalité. Jenkins, Lambert (1997, 1998a, 1998b).

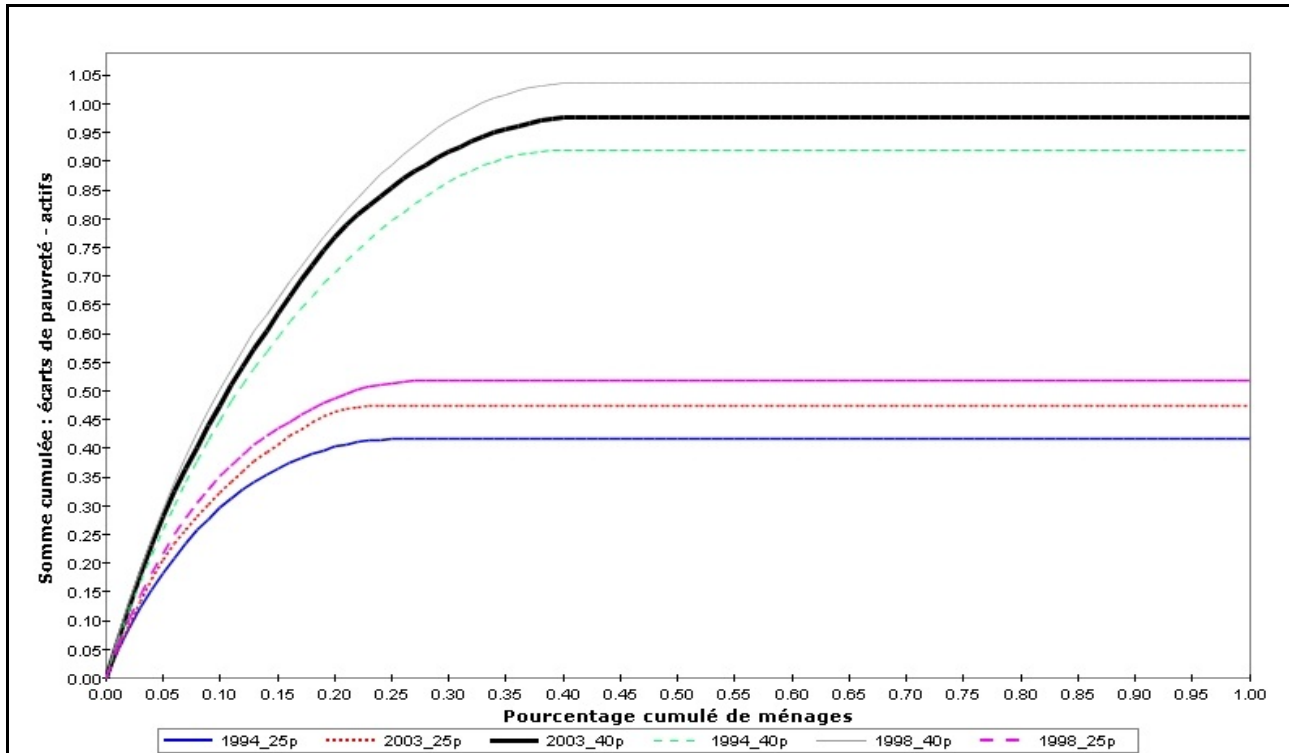


Figure 2 : Test de dominance stochastique de deuxième ordre selon les 25° et 40° percentiles de l'indice des actifs des ménages de 1994 – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003

pauvreté pour 1994, 1998 et 2003, et permet d'illustrer les trois dimensions de la pauvreté⁶². En outre, cette représentation graphique permet une analyse de la dominance de la pauvreté, fondée sur une classe d'indices d'« écarts de pauvreté généralisés » qui, compte tenu d'une ligne de pauvreté z , sont définis pour une distribution des actifs – ou des revenus – $x \in \mathbb{R}^n$ comme des fonctions, croissantes convexes⁶³ et invariables multiplicativement⁶⁴ du vecteur $\Gamma_{xi} \in D^n$ – indices $Q(x|z)$ normalisés – ou du vecteur $g_{xi} \in D^n$ – indices $P(x|z)$ non normalisés⁶⁵ –, et respectant les axiomes habituels – focalisation, monotonie, symétrie, transfert⁶⁶ (Jenkins, Lambert, 1997, 1998a, 1998b)⁶⁷. Si une courbe TIP est située totalement au-dessus d'une autre courbe TIP, une situation de dominance TIP prévaut. Ainsi, Γ_{y2003} TIP domine Γ_{x1994} TIP si $TIP(\Gamma_{y2004}, p) \geq TIP(\Gamma_{x1994}, p)$ pour tous les $p \in [0, 1]$. Par conséquent, étant donné deux distributions de l'indice d'actifs y_{2003} et x_{1994} et une ligne commune de pauvreté z – 25° ou 40° percentiles –, la dominance de Γ_{y2003} TIP sur Γ_{x1994} TIP est une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que $Q(x_{1994}|z') \leq Q(y_{2003}|z')$ pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq z$, et pour toutes les mesures $Q \in \mathcal{Q}$. En d'autres termes, la dominance des courbes TIP en termes d'écarts de pauvreté normalisés ou non est équivalent à un classement de la pauvreté sans ambiguïté pour tous les indices appartenant à \mathcal{Q} , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à z . Un résultat analogue prévaut pour tous les indices de la classe P . Dans le cas présent, on observe que pour les trois années les courbes ne se chevauchent pas, quels que soient les seuils de pauvreté – 25° ou 40° percentiles de 1994 –, ce qui implique que, en termes

⁶² Les écarts de pauvreté ne sont pas normalisés. La dimension « incidence » de la pauvreté est mesurée par les distances horizontales tandis que l'aspect « intensité » – non normalisé – est appréhendé par les distances verticales liées à l'intersection $p=1$. Quant à la dimension inégalité, elle est résumée par le degré de concavité de la portion non horizontale de la courbe TIP.

⁶³ La convexité de Schur des indices signifie qu'étant donnés $g_{xi} \in D^n$ et une distribution y telle que $g_{yi} = \prod g_{xi}$, $P(x|z) \geq P(y|z)$ ou $Q(x|z) \geq Q(y|z) - \prod$ étant une matrice. Le raisonnement avec $\Gamma_{xi} \in D^n$ est le même. Cette condition assure que la pauvreté diminue lorsque les écarts de pauvreté sont « aplanis ».

⁶⁴ L'invariabilité multiplicative signifie que les indices appréhendent la pauvreté en termes per capita, de telle manière que les comparaisons entre population ayant des tailles différentes soient significatives.

⁶⁵ Dans ce cas, $\Gamma_{xi} = g_{xi}/z$. En prenant les indices non normalisés, $D^n = [g \in \mathbb{R}^n ; g_1 \geq g_2 \geq \dots \geq g_n]$.

⁶⁶ L'axiome de focalisation indique que l'indice est indépendant du revenu des non pauvres. La monotonie requiert que, toutes choses égales par ailleurs, l'indice enregistre un accroissement de la pauvreté lorsque l'on diminue un ou plusieurs revenus des pauvres. La symétrie permet à tous les revenus d'être réordonnés sans affecter la valeur de la pauvreté. L'axiome de transfert assure qu'un transfert de revenu d'une personne en dessous de la ligne de pauvreté vers quiconque plus riche doit induire une augmentation de la pauvreté. Voir Sen (1976), Foster, Shorrocks (1991) pour ces axiomes.

⁶⁷ La classe des indices P englobe, en tant que sous-ensemble, la classe des indices de pauvreté possédant les propriétés d'additivité, notamment les FGT. Par ailleurs, bien que $\mathcal{Q} \subseteq P$, le fait de considérer des indices normalisés n'entraîne qu'une perte mineure d'information. De plus, seuls les indices de Sen, Kakwani et Clark n'appartiennent pas à P ou \mathcal{Q} .

ordinal : (i) la pauvreté non monétaire de 2003 peut être considérée comme supérieure à celle de 1994 – $Q(x_{1994}|z') \leq Q(y_{2003}|z')$; (ii) la pauvreté non monétaire de 1998 est supérieure à celle de 1994 – $Q(x_{1994}|z') \leq Q(y_{1998}|z')$; (iii) la pauvreté non monétaire de 2003 est plus faible que celle de 1998 – $Q(x_{2003}|z') \leq Q(y_{1998}|z')$. Ajoutons qu'il est intéressant de remarquer la similitude des configurations des figures 1 et 2, exprimant, respectivement, les mesure ordinales de la pauvreté monétaire et non monétaire.

Quatrièmement, la prise en compte des milieux rural et urbain conduit à un constat quasi-identique, bien que quelques spécificités soient à noter. En effet, les tableaux 2 et 3 suggèrent que l'incidence des privations non monétaires a eu tendance à augmenter dans les villes et à se stabiliser dans les campagnes, une dynamique en accord avec la nouvelle évaluation de la pauvreté monétaire affichée au tableau 1 – partie haute, lignes relatives à « Auteur (2005) ». Par exemple, s'agissant de la période 1994-2003, la référence au seuil du 25^e percentile indique que l'incidence de la pauvreté est passée de 30,8 à 30,3 pour cent en milieu rural, et de 1,5 à 2,3 pour cent dans les villes. Or, les statistiques η montrent que l'écart de pauvreté n'est significatif qu'à 10 pour cent environ en milieu urbain. Par contre, lorsque le seuil de pauvreté est fixé au 40^e percentile de 1994, si la pauvreté a bien stagné dans les villes, elle a significativement augmenté dans le secteur rural. La considération des mesures cardinales non monétaires en termes d'intensité et d'inégalité produit des résultats plus contrastés. Les statistiques η , affichées au tableau 3, suggèrent que l'intensité et l'inégalité des privations non monétaires, par rapport aux 25^e et 40^e percentiles, se sont aggravées dans les zones rurales entre 1994 et 2003, tout comme la pauvreté monétaire – tableau 1. Par contre, l'inverse prévaut pour le milieu urbain, un résultat non confirmé par la dynamique de pauvreté monétaire. En vérité, la figure A1, en annexes, affichant les tests de dominance de deuxième ordre par rapport aux 25^e et 40^e percentiles selon le milieu, met en évidence un accroissement de la pauvreté non monétaire rurale et urbaine entre 1994 et 2003. Ce résultat est cohérent avec la dynamique de la pauvreté monétaire ordinale observée au cours de la période⁶⁸.

S'agissant de la dynamique de pauvreté non monétaire au cours des sous-périodes, les tableaux 2 et 3 montrent que la courbe en U renversé n'est statistiquement significative que pour le secteur rural. En d'autres termes, les privations non monétaires rurales ont significativement augmenté entre 1994 et 1998, puis décliné par la suite – indépendamment des seuils de pauvreté des 25^e et 40^e percentiles –, alors que dans les villes, la tendance à la hausse de la pauvreté non monétaire n'est pas vérifiée par la statistique η .

2. L'approche micro-multidimensionnelle

A. Concepts et méthodes⁶⁹

La présente recherche s'appuie également une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes de capacités, fondée sur un indice décomposable à la fois selon des sous-groupes et des attributs – ou facteurs – inhérents aux ménages ou aux individus. Dans cette optique, l'indice utilisé – Chakravarty, Mukherjee et Ranade (1997) ; Bourguignon, Chakravarty (1998, 2002) –, constitue une extension de la décomposition unidimensionnelle des mesures FGT, et, en même temps, une tentative pour rendre opérationnel l'approche des « capacités » de A. Sen. Alors que les indices FGT opèrent une décomposition uniquement selon des sous-groupes, l'approche de Chakravarty, Mukherjee et Ranade génère un indice de pauvreté additif à la fois selon les sous-groupes et les attributs. La mesure générale de la pauvreté qui en résulte représente une moyenne pondérée des indices particuliers des sous-groupes et des facteurs, les pondérations étant, respectivement, les parts de la population des sous-groupes et les niveaux de pauvreté individuels ou des ménages en termes de besoins essentiels. Ainsi, la double décomposition est en mesure de spécifier les combinaisons de « sous-groupes-attributs » pour lesquelles les niveaux de pauvreté sont les plus élevés. Par ailleurs, il est possible d'évaluer les contributions des différents sous-groupes et facteurs à la pauvreté de l'ensemble de la population. Quelques éléments relatifs à cet indice sont rappelés⁷⁰.

Supposons un indice de pauvreté multidimensionnel P , représenté par $P(X ; z)$, indiquant un niveau de pauvreté associé avec la matrice X des besoins essentiels et des seuils minima acceptables z de ces derniers. Soit $x_{ij} \in X$ la quantité du j^{ème} besoin essentiel possédée par l'individu i ($i=1, \dots, n$)⁷¹. Pour chaque besoin essentiel,

⁶⁸ Les tests de dominance relatifs à la pauvreté monétaire ne sont pas présentés.

⁶⁹ Certains développements suivent ceux de Lachaud (2005).

⁷⁰ La notation est celle de Chakravarty, Mukherjee, Ranade (1997).

⁷¹ S'il y a n personnes, la i ème possède un vecteur k de $x_i \in \mathbb{R}^k_+$ de besoins essentiels, où \mathbb{R}^k_+ est l'ensemble positif de l'espace euclidien \mathbb{R}^k . M^n représente l'ensemble de toutes les matrices $n \times k$ constituées par des nombres réels positifs. Ainsi, $X \in M^n$ indique une combinaison sous forme matricielle de k attributs – ou besoins essentiels – possédés par n personnes. La i ème ligne de X est x_i – le vecteur k de besoins essentiels de i –, tandis que la j ème colonne de X représente la répartition des besoins essentiels j parmi les n personnes.

un niveau de subsistance, correspondant à un minimum acceptable, est déterminé. Soit $z=(z_1, z_2, \dots, z_k)$ le vecteur des seuils minima des k attributs, où $z \in R^k_{++}$, l'ensemble strictement positif de R^k . Une personne i est considérée comme pauvre en termes de l'attribut j si sa dotation en besoin essentiel j n'excède pas le niveau de subsistance, soit : $x_{ij} \leq z_j$ ⁷². A cet égard, il importe de remarquer *qu'une personne ou un ménage est considéré comme pauvre si $x_{ij} \leq z_j$ pour au moins un j* . Cela signifie qu'une personne est pauvre même si cette situation ne prévaut pas pour tous les besoins essentiels considérés. Par ailleurs, pour tout $X \in M$, la taille correspondante de la population est $n(X)$ – ou n –, et l'ensemble des pauvres par rapport au besoin essentiel j est $S_j(X)$ – ou $S_j = \{1 \leq i \leq n ; x_{ij} \leq z_j\}$. En outre, la mesure de S_j , le nombre de pauvres par rapport à j est $q_j(x)$ ou q_j . En supposant que a_j représente la pondération accordée aux besoins essentiels j ⁷³, et que $g(t) = [f(t)-c]/(1-c)$ soit une fonction de dénuement telle que la valeur réelle g , définie sur $[0, \infty]$, soit continue, décroissante et convexe⁷⁴, l'indice normalisé de pauvreté micro-multidimensionnel sur l'intervalle $[0, 1]$ est exprimé par [1].

$$P(X; z) = 1/n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k a_j g(x_{ij}/z_j) \quad [1]$$

Chakravarty, Mukherjee et Ranade montrent que l'indice $P(X; z)$ satisfait les principaux axiomes de la pauvreté, ce qui confère à l'analyse une certaine robustesse⁷⁵. En fait, les indices $P(X; z)$ dépendront de la forme que l'on donnera à g lors de l'agrégation des manques des différentes personnes pour les différents attributs. A cet égard, Chakravarty, Mukherjee et Ranade explorent plusieurs formes de la fonction g , parmi lesquelles deux d'entre elles retiennent l'attention de la présente recherche.

En premier lieu, lorsque $f_1(t) = (1 - t^e)$, pour $0 \leq t \leq 1$, avec $0 \leq e \leq 1$, et $f_1(t) = 0$ pour $t > 1$, [1] devient :

$$P_e(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [1 - (x_{ij}/z_j)^e] \quad [2]$$

Dans ce cas, e reflète le degré d'aversion pour la pauvreté, et P_e s'accroît lorsque e s'élève⁷⁶. Si $e=1$, P_e peut s'écrire selon [3].

$$P_1(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [(z_j - x_{ij})/z_j] = \sum_{j=1}^k a_j H_j I_j \quad [3]$$

où $H_j = q_j/n$ est le ratio de pauvreté pour l'attribut j , tandis que le ratio d'écart de pauvreté pour le besoin essentiel j est donné par $\sum_{i \in S_j} [(z_j - x_{ij})/z_j]$. Ainsi, lorsque H_j est donné, une élévation de I_j accroît l'indice de pauvreté.

En deuxième lieu, si g est exprimée par $f_2(t) = (1 - t)^\alpha$, pour $0 \leq t \leq 1$, avec $\alpha \geq 1$, et $f_2(t) = 0$ pour $t > 1$, [12] s'écrit selon [4]⁷⁷.

$$P_\alpha(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [1 - (x_{ij}/z_j)^\alpha] \quad [4]$$

L'analyse de Chakravarty, Mukherjee et Ranade permet également de calculer les contributions des sous-groupes et des facteurs à la pauvreté nationale. La contribution du sous-groupe i en pourcentage à l'ensemble de la pauvreté est exprimée par : $\{(n_i/n) * [P(X^i; z)/P(X; z)] * 100\}$, où n_i est l'effectif des individus ou des ménages du groupe i , $P(X^i; z)$ l'indice de pauvreté du groupe i et $P(X; z)$ l'indice de la pauvreté globale.

⁷² Dans la présente étude, on considérera $x_{ij} < z_j$.

⁷³ On note que les a_j sont des constantes >0 telles que : $\sum_{j=1}^k a_j = 1$.

⁷⁴ $c < 1$ est une constante. En outre, $g(0)=1$ et $g(t)=0$ pour tout $t \geq 1$. En fait, la fonction g associée $g(x_{ij}/z_j)$ peut être considérée comme une fonction de privation ressentie par la personne i lorsque la quantité de l'attribut j possédée est inférieure ou égal au niveau de subsistance. Si $g(0)=1$, la privation est maximale puisque l'individu n'a rien. Par contre, si $g(t)=0$ pour $t \geq 1$, l'individu n'est pas pauvre puisque les dotations en besoins essentiels sont supérieures au niveau de subsistance.

⁷⁵ Les axiomes examinés par Chakravarty, Mukherjee et Ranade (1997) sont les suivants : symétrie, focalisation, monotonie, principe de population, continuité, non-croissance de la pauvreté par ajout de personnes riches, non décroissance des niveaux de subsistance des besoins essentiels, invariance d'échelle, normalisation, décomposition en sous-groupes, décomposition selon les attributs, transfert et augmentation de la pauvreté avec réorganisation croissante des besoins de base.

⁷⁶ Et si $e \rightarrow 0$, $P_e \rightarrow 0$. Si les a_j sont tous égaux ($1/k$), l'équation [2] s'écrit : $P_e(X; z) = 1/nk \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} [1 - (x_{ij}/z_j)^e]$.

⁷⁷ Lorsque $\alpha=1$, l'indice coïncide avec le cas où $e=1$. De même, si les coefficients de pondération sont identiques, le premier sigma est précédé du rapport $1/nk$. Voir également Chakravarty, Mukherjee, Ranade (1997) pour une décomposition lorsque $\alpha=2$.

Quant à la contribution du facteur j à la pauvreté totale en pourcentage, elle est calculée selon : $\{a_j * [P(x_j ; z_j) / P(X ; z)] * 100\}$, où $P(x_j ; z_j)$ est l'indice de pauvreté du facteur j .

L'étude propose une évaluation de cet indicateur de pauvreté des ménages pour 1994, 1998 et 2003, à partir des quatre dimensions du bien-être appréhendées par les actifs précédemment explicités : actifs physiques liés à l'habitat et aux biens durables, capital humain et capital social. Toutes les catégories d'actifs affichées au tableau A3, en annexes, ont été préalablement regroupées selon des niveaux de « précarité » – valeur = 0 – ou de « non-précarité » – valeur = 1. Par la suite, au sein des quatre groupes, une sommation a été effectuée, et un niveau de subsistance a été choisi, de préférence proche de la médiane des sous-catégories. S'agissant de l'habitat, le niveau de subsistance choisi est $z = 5$, ce qui correspond à *au moins cinq handicaps sur neuf*⁷⁸. Pour les biens durables, le seuil de subsistance est $z = 5$, soit *au moins cinq handicaps sur neuf*. L'éducation et le capital social se voient attribuer un niveau de subsistance $z = 1$, ce qui implique *deux handicaps sur deux dans le premier cas, et une absence ou de faibles transferts réels dans le second cas*⁷⁹.

Ces quatre dimensions du bien-être permettent d'évaluer la pauvreté non monétaire selon les milieux rural et urbain – tableau 4 –, tandis que la statistique η , testant l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté de deux échantillons sont statistiquement non significatifs, est présentée – tableau 5⁸⁰. Dans l'étude, l'indice micro-multidimensionnel est calcul par rapport à [4] pour des valeurs de $\alpha = 0, 1$ et 2.

B. Analyse

Le tableau 4 présente la décomposition de l'indicateur multidimensionnel de pauvreté non monétaire, fondé sur l'accès aux actifs physiques, humains et sociaux, précédemment explicités, pour des valeurs de $\alpha = 0, 1$ et 2. A cet égard, plusieurs observations peuvent être formulées.

En premier lieu, l'incidence de la pauvreté non monétaire nationale – $\alpha = 0$ – a *augmenté* entre 1994 et 2003, alors que la profondeur – $\alpha = 1$ – et l'inégalité – $\alpha = 2$ – des privations sont demeurées relativement stables ou ont très légèrement progressé. En effet, le taux de pauvreté non monétaire est passé de 82,0 à 85,5 pour cent au cours de la période, et la statistique $\eta_{p0(2003-1994)} = 6,152$ est significative – tableau 5. Par contre, le tableau 4 met en évidence de faibles variations de l'intensité et de l'inégalité de la pauvreté non monétaire entre 1994 et 2003 – 0,175 à 0,176, et 0,159 à 0,157, respectivement. En fait, les statistiques $\eta_{2003-1994}$, relatives à ces deux mesures cardinales de la pauvreté, ne sont pas significatives : $\eta_{p1,2(2003-1994)} = 0,235$ et $-0,475$, respectivement, pour l'intensité et l'inégalité – tableau 5. Par ailleurs, la décomposition selon les sous-périodes produit des résultats analogues : le ratio de pauvreté non monétaire a significativement augmenté, d'une part, entre 1994 et 1998, et, d'autre part, entre 1998 et 2003, alors que les indicateurs d'intensité et d'inégalité sont demeurés assez stables. Par exemple, au cours de la période 1994-1998, l'incidence de la pauvreté non monétaire est passée de 82,0 à 83,6 pour cent, et $\eta_{p0(1998-1994)} = 3,364$. Or, pendant le même laps de temps, l'intensité des privations non monétaires a peu varié : 0,175 à 0,176, et $\eta_{p1(1998-1994)} = 0,235$. Ainsi, bien que l'indice micro-multidimensionnel ne mette en évidence une évolution de la pauvreté non monétaire selon une courbe en U renversé, la tendance au cours de la période 1994-2003 est, a priori, une légère hausse, voire une stabilisation. De ce fait, la dynamique de pauvreté non monétaire constatée entre 1994 et 2003, par rapport à l'indice multidimensionnel, est tout à fait cohérente, non seulement avec les enseignements de l'analyse en composantes principales, précédemment présentée, mais aussi avec le profil résumé de pauvreté monétaire, fondé sur les nouveaux seuils des privations élaborés à l'aide de l'approche non paramétrique.

Compte tenu de l'évolution sensiblement divergente des diverses mesures cardinales de la pauvreté non monétaire, un test de dominance stochastique de deuxième ordre est proposé. Toutefois, l'approche demeure restrictive dans la mesure où les diverses dimensions de la pauvreté sont agrégées selon $P_{a,t}(X ; z)$, avec $t = 1994, 1998$ et 2003. En d'autres termes, la méthode réduit le problème de comparaison de pauvreté multidimensionnelle à une approche unidimensionnelle, une option analytique qui s'explique, en partie, par la complexité de la procédure avec quatre dimensions du bien-être. Ceci étant, l'utilisation d'indicateurs synthétiques ne permet pas de comparer des surfaces de dominance inhérentes à deux années, par rapport à l'espace approprié des frontières de pauvreté des différents domaines – habitation, biens durables, éducation et transferts. Par conséquent, il se peut que, par exemple, malgré l'existence d'une dominance unidimensionnelle, tous les ménages n'aient pas un niveau de bien-être inférieur aux seuils établis pour chaque

⁷⁸ Le groupe des actifs liés à l'habitat comporte neuf sous-catégories d'actifs.

⁷⁹ Dans le cas du capital social, le niveau de « précarité » concerne les deux dernières classes, ce qui traduit une absence ou de faibles transferts réels – tableau A3, en annexes.

⁸⁰ L'analyse selon les régions n'est pas présentée.

Tableau 4 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire $P_{(\alpha=0,1,2)}$ des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux actifs – Burkina Faso 1998-2003

Région/milieu	1994						1998						2003								
Paramètre	Actif physique	Actif hu- main	Actif social	Moy- enne- géné- rale	Con- tribu- tion - %	N	Actif physique	Actif hu- main	Actif social	Moy- enne- géné- rale	Con- tribu- tion - %	N	Actif physique	Actif hu- main	Actif social	Moy- enne- géné- rale	Con- tribu- tion - %	N			
	Habi- tat ²	Biens dura- bles ³	Edu- ca- tion ⁴	Tran- s- ferts ⁵			Habi- tat ²	Biens dura- bles ³	Edu- ca- tion ⁴	Tran- s- ferts ⁵			Habi- tat ²	Biens dura- bles ³	Edu- ca- tion ⁴	Tran- s- ferts ⁵					
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 0^1$																					
Urbain	0,283	0,835	0,432	0,602	0,538	12,7	1 669	0,298	0,811	0,424	0,783	0,579	15,5	1 856	0,293	0,755	0,367	0,820	0,559	13,6	1 669
Rural	0,951	0,996	0,886	0,717	0,888	87,7	6 939	0,968	0,991	0,901	0,779	0,910	84,5	6 455	0,964	0,992	0,878	0,897	0,933	86,4	6 384
Moyenne générale	0,821	0,965	0,798	0,695	0,820	-	-	0,819	0,951	0,795	0,780	0,836	-	-	0,825	0,942	0,778	0,881	0,855	-	-
Contribution – %	25,0	29,4	24,3	21,2	-	100,0	-	24,5	28,4	23,8	23,3	-	100,0	-	24,1	27,6	22,6	25,6	-	100,0	-
N	8 608	8 608	8 608	8 608	-	-	8 311	8 311	8 311	8 311	8 311	-	-	8 311	8 053	8 053	8 053	8 053	-	-	8 053
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 1^1$																					
Urbain	0,028	0,129	0,108	0,151	0,103	11,5	1 669	0,031	0,122	0,106	0,196	0,114	14,4	1 856	0,030	0,105	0,092	0,205	0,108	12,7	1 669
Rural	0,182	0,187	0,222	0,179	0,192	88,5	6 939	0,179	0,177	0,225	0,195	0,194	85,5	6 455	0,169	0,166	0,219	0,224	0,195	87,3	6 384
Moyenne générale	0,152	0,176	0,200	0,174	0,175	-	-	0,146	0,164	0,199	0,195	0,176	-	-	0,140	0,153	0,193	0,220	0,176	-	-
Contribution – %	21,7	25,0	28,5	24,8	-	100,0	-	20,7	23,4	28,2	27,7	-	100,0	-	19,8	21,7	27,3	31,2	-	100,0	-
N	8 608	8 608	8 608	8 608	-	-	8 311	8 311	8 311	8 311	8 311	-	-	8 311	8 053	8 053	8 053	8 053	-	-	8 053
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 2^1$																					
Urbain	0,014	0,092	0,108	0,151	0,091	11,1	1 669	0,018	0,084	0,106	0,196	0,101	14,2	1 856	0,016	0,068	0,092	0,205	0,095	12,6	1 669
Rural	0,152	0,150	0,222	0,179	0,176	88,9	6 939	0,144	0,136	0,225	0,195	0,175	85,8	6 455	0,130	0,119	0,219	0,224	0,173	87,4	6 384
Moyenne générale	0,126	0,139	0,200	0,174	0,159	-	-	0,116	0,124	0,199	0,195	0,158	-	-	0,106	0,108	0,193	0,220	0,157	-	-
Contribution – %	19,7	21,8	31,3	27,2	-	100,0	-	18,2	19,6	31,4	30,8	-	100,0	-	16,9	17,2	30,7	35,1	-	100,0	-
N	8 608	8 608	8 608	8 608	-	-	8 311	8 311	8 311	8 311	8 311	-	-	8 311	8 053	8 053	8 053	8 053	-	-	8 053

(1) Voir le texte. Les pondérations sont égales : $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1/4$; (2) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des neuf actifs de l'habitat – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 5, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins cinq handicaps sur neuf* ; (3) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des neuf actifs des biens durables – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 5, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins cinq handicaps sur neuf* ; (4) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des deux actifs liés à l'instruction – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *deux handicaps sur deux* ; (5) Le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *l'absence de transferts réels ou à des montants très faibles en termes de seuil de pauvreté*.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

Tableau 5 : Statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés : – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003

Paramètre	η^1								
	Pauvreté non monétaire – $\alpha = 0$			Pauvreté non monétaire – $\alpha = 1$			Pauvreté non monétaire – $\alpha = 2$		
	2003/1994	2003/1998	1998/1994	2003/1994	2003/1998	1998/1994	2003/1994	2003/1998	1998/1994
Milieu									
Urbain	1,190	-1,215	2,437**	0,424	-0,597	0,424	0,433	-0,604	0,433
Rural	9,171*	4,825*	4,267*	0,327	0,107	0,327	-0,442	-0,274	-0,442
η^1 rural-urbain 1994	27,342*	-	-	10,740*	-	-	10,744*	-	-
η^1 rural-urbain 1998	-	27,564*	-	-	9,652*	-	-	9,330*	-
η^1 rural-urbain 2003	29,797*	-	-	10,255*	-	-	9,657*	-	-
Ensemble	6,152*	3,364*	2,775*	0,235	0,090	0,235	-0,475	-0,265	-0,475

(1) Kakwani (1990). Une (*) et (**) signifient que les écarts de pauvreté sont significatifs, respectivement, à 5% – 1,96 – et 1% – 2,58.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994, 1998 et 2003.

dimension⁸¹. Une telle situation est aussi fonction de l'ampleur de la corrélation entre les différentes dimensions. Malgré ces réserves, la figure 3 propose un test de dominance stochastique pour les mesures $P_{\alpha,t}(X; z)$, pour les années 1994, 1998 et 2003. A cet égard, les composantes de l'indice unidimensionnel ont été normalisées sur l'échelle 0-1 afin d'éviter les problèmes de pondérations inhérentes aux différents domaines, tandis que le seuil de pauvreté non monétaire a été fixé à 0,4, une valeur produisant une mesure de l'incidence des privations non monétaires proche de celle qui est observé en 1994 – tableau 4⁸². La figure 3 montre que les courbes se coupent pour les différentes années, ce qui pourrait signifier l'absence de variation de pauvreté non monétaire au cours de la période 1994-2003. Ce résultat, très dépendant de la méthode de construction du test, ne confirme pas la configuration des dynamiques de pauvreté monétaire et non monétaire précédemment indiquées. En même temps, il ne vérifie pas l'hypothèse d'une baisse des privations entre 1994 et 2003.

⁸¹ Voir Duclos, Sahn, Younger (2003) pour l'approche de dominance multidimensionnelle.

⁸² Les indicateurs de l'« habitation » et des « biens durables », ayant chacun neuf composantes ont été divisés par neuf, tandis que l'indicateur relatif à l'« éducation », composé de deux éléments, a été divisé par deux. Quant aux transferts, une seule composante les caractérise. Par ailleurs, le seuil de pauvreté monétaire de 0,4 produit une incidence d'environ 80 pour cent.

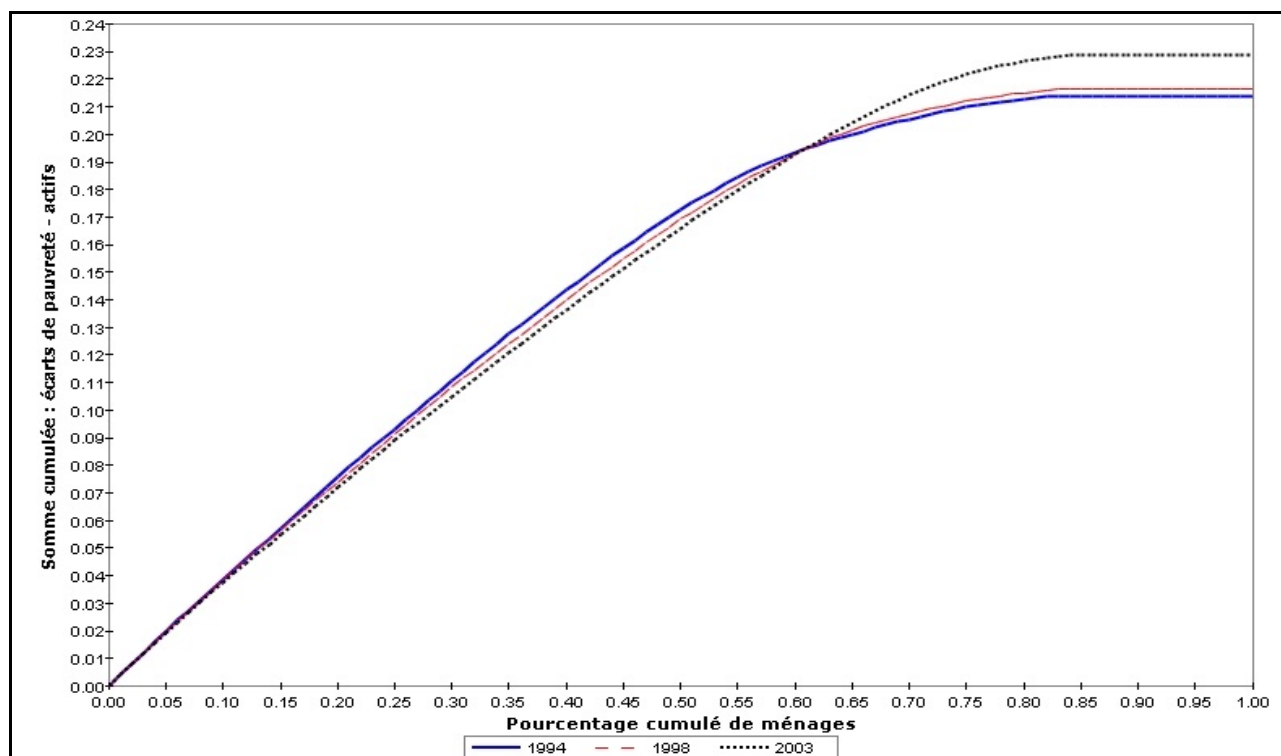


Figure 3 : Test de dominance stochastique de deuxième ordre de l'indice multidimensionnel de pauvreté non monétaire des ménages – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003

En deuxième lieu, l'analyse de la croissance de l'incidence de la pauvreté non monétaire au cours de la période – statistiquement significative –, fait apparaître des disparités en termes de *variation du poids relatif* des différentes catégories d'actifs. Ainsi, entre 1994 et 2003, l'accroissement de la pauvreté non monétaire est imputable à un plus faible accès des ménages aux actifs physiques liés à l'habitat et au capital social, malgré une meilleure disponibilité d'actifs en termes de biens durables et de capital humain. Cette évolution semble cohérente avec, d'une part, l'amélioration constatée des taux de scolarisation, et, d'autre part, la forte réduction des transferts, notamment en provenance de Côte d'Ivoire (Lachaud, 2004). En effet, alors que, par exemple, le taux brut de scolarisation du primaire a augmenté de 35,2 à 44,1 pour cent entre 1994 et 2003, le ratio des transferts reçus par l'ensemble des ménages par rapport aux dépenses par tête est passé de 3,7 à 1,0 pour cent au cours de la période 1998-2003 – 20,8 à 10,7 pour cent, si l'on considère uniquement les familles bénéficiant de transferts privés au cours de la période. De plus, le tableau A3, en annexes, montre que la proportion de ménages n'ayant pas reçu des envois de fonds est passée de 62,3 à 73,9 pour cent entre 1994 et 2003, et que les ratios entre le montant de ces derniers et le seuil de pauvreté a constamment décliné au cours de la période. Dans ce contexte, le rôle des transferts dans l'explication de la pauvreté non monétaire est prédominant. Effectivement, le tableau 4 montre que le déclin de l'accès au capital social, en grande partie, consécutivement à la crise ivoirienne, est le seul facteur dont la contribution à la pauvreté nationale croît au cours de la période – 21,2 à 25,6 pour cent, lorsque $\alpha = 0$ –, et qui explique aussi la stabilisation de l'intensité et de l'inégalité des privations non monétaires. D'ailleurs, la contribution du capital social à la pauvreté croît sensiblement en fonction de α : 25,6, 31,2 et 35,1 pour cent en 2003, respectivement pour $\alpha = 0, 1$ et 2. La figure 4 illustre la dynamique de la configuration des composantes de l'indice multidimensionnel au cours de la période 1994-2003.

En troisième lieu, la prise en considération du milieu produit des résultats un peu plus contrastés par rapport à l'analyse en composantes principales, notamment lorsque $\alpha > 0$. En effet, le tableau 5 affiche une augmentation de l'incidence de la pauvreté non monétaire rurale, et une stabilisation des privations non monétaires urbaines, statistiquement significatives. Les tableaux 2 et 3 confirment ces tendances par rapport au seuil de pauvreté des 40^e percentiles, quelle que soit la période considérée. Par contre, les statistiques η relatives à l'indice multidimensionnel, affichées au tableau 5, suggèrent une stabilisation de la pauvreté rurale et urbaine pour les valeurs de $\alpha = 1, 2$. Or, selon l'analyse en composantes principales, l'intensité et l'inégalité de la pauvreté non monétaire se seraient aggravées en milieu rural, sauf au cours de la période 1998-2003 – tableau 2. Les informations affichées au tableau 1, concernant l'approche de l'INSD et de l'auteur à l'aide des lignes de pauvreté révisées, montrent aussi une augmentation de la pauvreté monétaire lorsque le coefficient d'aversion α des indices FGT est supérieur à 0. Il est à remarquer que les approches non monétaire et monétaire mettent

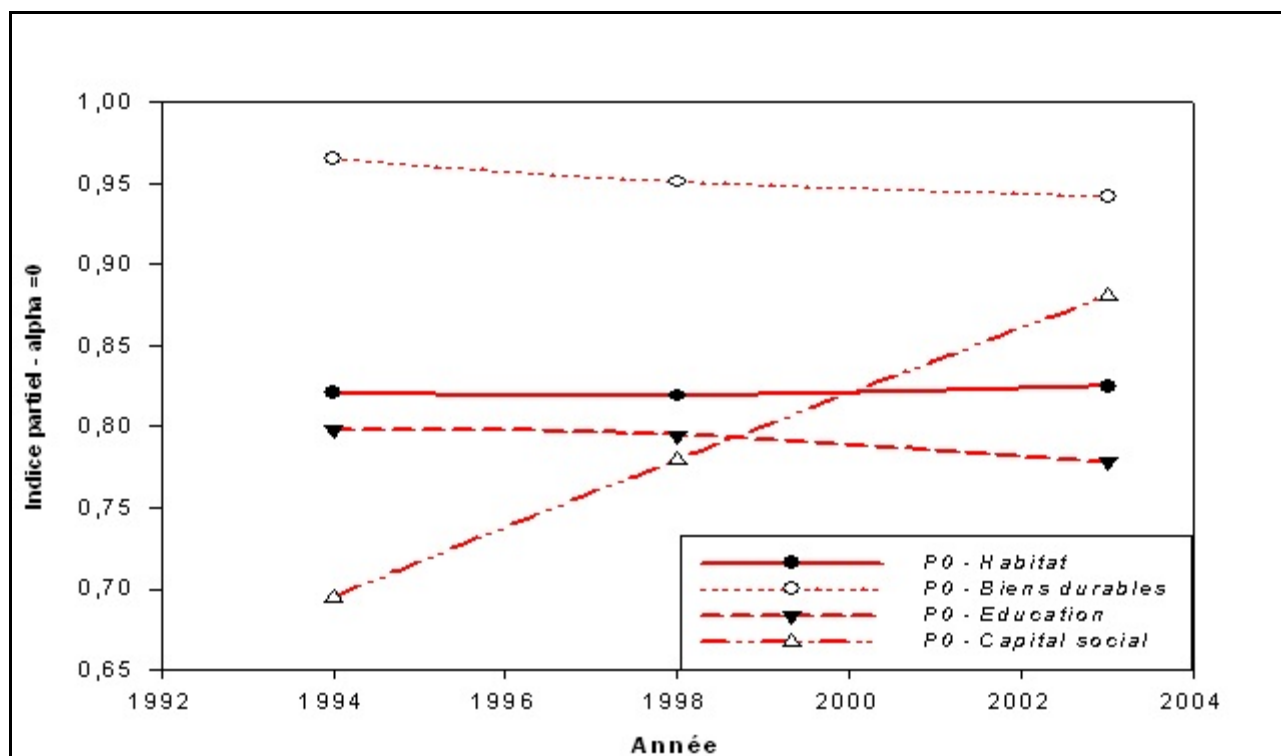


Figure 4 : Evolution des composantes de l'indice multidimensionnel non monétaire – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003

en évidence une cohérence quant à la contribution à la pauvreté nationale des privations selon le milieu. En effet, pour 2003, par exemple, le tableau 4 montre que les secteurs rural et urbain contribuent, respectivement, à 86,4 et 13,6 pour cent de l'incidence de la pauvreté nationale. Or, l'approche monétaire de la pauvreté suggère, pour la même année, une contribution respective des campagnes et des villes de 91,9 et 8,1 pour cent à la pauvreté nationale (Lachaud, 2003). Même si un écart relatif prévaut pour les différents secteurs, on peut considérer que les deux approches produisent des résultats comparables. Néanmoins, on observe que la contribution du milieu urbain à la pauvreté non monétaire nationale a augmenté au cours de la période 1994-2003, quelle que soit la valeur de α – tableau 4. Par exemple, lorsque $\alpha = 0$, la contribution des villes à la pauvreté non monétaire du pays était de 12,7 et 13,6, respectivement, en 1994 et 2003. En fait, la part du milieu urbain dans la pauvreté nationale a considérablement crû entre 1994 et 1998, puis décliné au cours de la période 1998-2003. Cette croissance de la contribution de la pauvreté urbaine à la pauvreté nationale se vérifie également pour les privations monétaires⁸³.

4. Conclusion

La recherche contribue au débat relatif à la dynamique de pauvreté au Burkina Faso au cours de la période 1994-2003, et présente de nouvelles évidences empiriques en termes monétaire et non monétaire. A cet égard, l'analyse produit deux principales conclusions.

En premier lieu, le débat quant à l'appréhension de la dynamique de pauvreté dans les pays en développement, en général, et au Burkina Faso, en particulier, suggère de multiples questionnements, parmi lesquels quatre d'entre eux appellent une attention particulière. Premièrement, la légitimité d'une approche macro-économique de la pauvreté par rapport à une investigation micro-économique doit être questionnée, et la richesse de l'expérience indienne, ainsi que la configuration de l'économie burkinabè, mettent en évidence de solides arguments montrant que l'introduction d'un facteur uniforme dans l'espace de 12,5 pour cent en 1998, pour contrôler de la validité des dépenses des enquêtes par la consommation privée moyenne des comptes nationaux, est un rafistolage théoriquement et empiriquement non fondé. Deuxièmement, dans le cas du Burkina Faso, la stabilité de l'indicateur de bien-être – dépenses des ménages – entre 1994 et 2003 est incertaine, compte tenu des changements intervenus par rapport au moment des enquêtes, à la période de référence pour la collecte

⁸³ La contribution de la pauvreté monétaire à la pauvreté nationale – en termes de ménages et selon les nouvelles lignes de pauvreté – a été de 4,2, 6,8 et 8,1 pour cent, respectivement, en 1994, 1998 et 2003.

des informations, et à la variation du nombre des produits. Dans ces conditions, la robustesse des comparaisons de bien-être dans le temps demeure ambivalente, et l'éventualité d'une compensation des effets dus à la variation de la méthodologie du questionnaire sur l'indicateur de bien-être n'est pas assurée. Troisièmement, la révision des lignes de pauvreté est un processus risqué, dans la mesure où les informations disponibles ne sont pas suffisantes pour construire des lignes de pauvreté rigoureusement fondées sur la méthode du coût des besoins de base. D'une part, l'élaboration d'un nouvel indicateur partiel de la consommation des ménages génère, certes, une baisse de la pauvreté entre 1998 et 2003 – inversant la tendance officielle –, mais ce résultat ne s'explique que par la suppression du facteur de correction introduit en 1998. D'autre part, l'approche consistant à utiliser un panier de biens constant – 2003 –, auquel les variations correspondantes de prix sont appliquées, suscite plusieurs interrogations quant aux hypothèses implicites : (i) les variations des prix dans le temps sont proportionnelles à celles qui sont observées à Ouagadougou ; (ii) l'absence de différentiel de structure de consommation entre les milieux rural et urbain ; (iii) l'absence de variations des prix relatifs dans le temps et dans l'espace, et d'influence de l'urbanisation, interdisant la présence d'effets de substitution pour les ménages, alors que l'analyse montre une instabilité de la fonction d'Engel. Pour ces raisons, l'étude propose une nouvelle évaluation des seuils de pauvreté par la méthode du coût des besoins de base, fondée sur des estimations non paramétriques et paramétriques, les lignes de pauvreté alimentaires de l'INSD étant considérées comme données. Elle met en évidence une augmentation – statistiquement significative en termes cardinal et ordinal – de la pauvreté monétaire globale entre 1994 et 2003 – la dynamique étant configurée selon une courbe en U renversé avec la prise en compte de 1998 –, bien que le différentiel des *ratios* des privations ne soit pas statistiquement significatif. Quatrièmement, recourir aux indicateurs non monétaires partiels pour justifier telle ou telle dynamique de pauvreté monétaire est une option incertaine, compte tenu de leur caractère fragmentaire, et peut même être contre-productif. Peut-on admettre l'existence d'une cohérence entre l'évolution des indicateurs monétaire et non monétaire des privations lorsque, par exemple, le ratio de pauvreté en milieu rural décline de 10 points de pourcentage entre 1994 et 2003, tandis que la proportion d'enfants scolarisés de 6-12 dans les zones rurales diminue en même temps de près de cinq points de pourcentage ?

En deuxième lieu, ces questionnements conduisent à tester la dynamique des privations en utilisant un ensemble d'indicateurs non monétaires des ménages : la possession d'actifs physiques au niveau des familles, l'ampleur du capital humain en termes d'éducation, relatif au chef de ménage et aux membres du groupe, et les ressources sociales appréhendées par les envois de fonds nationaux et étrangers. Dans ce contexte, deux approches sont mises en oeuvre : l'une fondée sur une analyse en composantes principales non linéaire, l'autre par rapport à une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes des capacités. *La principale conclusion qui se dégage de la recherche est une légère augmentation – voire une relative stabilité – de la pauvreté au cours de la période 1994-2003.*

Tout d'abord, l'analyse en composantes principales suggère, au niveau national, *une stabilité, statistiquement significative, du ratio de la pauvreté non monétaire*, quels que soient les seuils de référence – 25^e et 40^e percentiles. Toutefois, compte tenu de l'augmentation de l'intensité et de l'inégalité des privations au cours de la période, les mesures *ordinales* de la pauvreté non monétaire – test de dominance stochastique de deuxième ordre – mettent en lumière une dynamique en U renversé de cette dernière : la pauvreté globale non monétaire est supérieure en 2003 par rapport à 1994, mais le niveau de 1998 est plus élevé que celui de 1994. La prise en compte des milieux rural et urbain conduit à un constat quasi-identique. Ainsi, ces résultats recoupent, en grande partie, ceux qui ont été obtenus lors de l'appréhension de la dynamique de pauvreté monétaire, fondée sur les nouvelles estimations des lignes de pauvreté, à l'aide de la méthode non paramétrique du coût des besoins de base.

Ensuite, la prise en compte d'un indicateur multidimensionnel montre que l'incidence de la pauvreté non monétaire nationale – $\alpha = 0$ – a statistiquement et significativement augmenté entre 1994 et 2003, alors que la profondeur – $\alpha = 1$ – et l'inégalité – $\alpha = 2$ – des privations sont demeurées relativement stables. En fait, l'approche ordinaire, fondée sur l'indicateur multidimensionnel, ne permet pas de conclure quant à la dominance des distributions. Dans ce contexte, le rôle des transferts dans l'explication de la pauvreté non monétaire est prédominant. En effet, le déclin de l'accès au capital social, consécutivement, en grande partie, à la crise ivoirienne, est le seul facteur dont la contribution à la pauvreté nationale croît significativement au cours de la période lorsque $\alpha = 0$, et qui explique aussi la stabilité de l'intensité et de l'inégalité des privations non monétaires. Par contre, la prise en considération du milieu et des régions produit des résultats un peu plus contrastés par rapport à l'analyse en composantes principales, notamment lorsque $\alpha > 0$.

Ainsi, les approches non monétaires de la pauvreté ne confirment pas le déclin de cette dernière en termes monétaire entre 1994 et 2003, suggéré par de récentes études. Elles sont plutôt cohérentes avec les estimations qui ont été faites à l'aide des nouvelles évaluations des lignes de pauvreté, et s'inscrivent dans la tendance générale indiquée par l'INSD, sauf en ce qui concerne l'année 1998. Bien que les approches non

monétaires de la pauvreté se réfèrent plutôt à des indices de moyen ou de long terme du bien-être des ménages, il est troublant de constater une quasi-similitude des résultats des approches monétaires et non monétaires sur une aussi longue période.

Références bibliographiques

Bere, A. 2003. *Evaluation participative de la pauvreté. Processus systématique de consultation*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie, Ministère de l'économie et du développement.

Bourguignon, F., Chackravarty, S.R. 1998. *A Family of Multidimensional Poverty Measures*, Paris, Document 98-03, EHESS and DELTA.

—. 2002. *Multidimensional Poverty Orderings*, Paris, DELTA.

Chackravarty, S.R., Mukherjee, D., Ranade, R.R. 1997. *On the Family of Subgroups and Factor Decomposable Measures of Multidimensional Poverty*, Bordeaux, Séminaire de l'URA, Université Montesquieu - Bordeaux IV.

Duclos, J.-Y., Sahn, D., Younger, S.D. 2003. *Robust Multidimensional Poverty Comparisons*, Laval, mimeo, Laval University.

Deaton, A. 2002. *Data for Monitoring the Poverty MDG*, New York, Occasional Paper, December, United Nations Development Programme.

—. 2003. *Measuring Poverty in a Growing World (or Measuring Growth in a Poor World)*, Princeton, mimeo, June, Princeton University.

Deaton, A., Kozel, V. 2004. *Data and Dogma: The Great Indian Poverty Debate*, Princeton, mimeo, September, Princeton University.

Deaton, A., Paxson, C. 1998. « Economics of Scale, Household Size, and the Demand for Food », *Journal of Political Economy*, 106(5) : 897-930.

Easterly, W. 2002. *The Elusive Quest for Growth*, London, The MIT Press.

Filmer, D., Pritchett, L. 1998. *Estimating Wealth Effects Without Income or Expenditure Data - or Tears: An Application to Educational Enrollment in States India*, Washington, Policy Research Working Papers 1994, DECRG, World Bank.

—. 1999. *The Effect of Household Wealth on Educational Attainment Around the World: Demographic and Health Survey Evidence*, Washington, mimeo, DECRG, World Bank.

Fofack, H., Monga, C., Tuluy, H. 2001. *Household Welfare and Poverty Dynamics in Burkina Faso: Empirical Evidence from Households Surveys*, Washington, mimeo, World Bank.

Foster, J.E., Shorrocks, A.F. 1991. « Subgroup Consistent Poverty Indices », *Econometrica*, 59(3) : 687-709.

Grimm, M., Günther, I. 2004. *How to Achieve Pro-Poor Growth in a Poor Economy. The Case of Burkina Faso*, Göttingen, mimeo, September 29, University of Göttingen.

Grimm, M., Günther, I. 2005. *Growth and Poverty in Burkina F. A Reassessment of the Paradox*, Paris, DT/2005-07, DIAL.

INSD 1996. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, Etude statistique nationale, Institut National de la statistique et de la démographie.

—. 2000. *Profil et évolution de la pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, Etude statistique nationale, Institut National de la statistique et de la démographie.

—. 2004. *Burkina Faso : La pauvreté en 2003*, Ouagadougou, Etude statistique nationale, version provisoire, Institut National de la statistique et de la démographie.

Jenkins, S.P., Lambert, P.J. 1997. « Three 'I's of Poverty Curves with an Analysis of UK Poverty Trends », *Oxford Economic Papers*, 49: 317-327.

- . 1998a. «Three 'I's of Poverty Curves and Poverty Dominance: TIPs for Poverty Analysis », *Research on Economic Inequality*, 8 : 39-56.
- . 1998b. « Ranking Poverty Gap Distributions: Further TIPs for Poverty Analysis », *Research on Economic Inequality*, 8 : 31-38.
- Kakawani, N. 1990. *Testing for Significance of Poverty Differences, with Application to Côte d'Ivoire*, Washington, LSMS Working Papers 62, World Bank.
- Koné, M. 2000. *L'insécurité alimentaire et pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, miméo, INSD.
- Kulshreshtha, A.C., Kar, A.K. 2004. « Consumer Expenditure from the National Accounts and the National Sample Survey », in Deaton, A., Kozel, V. (Eds) *Data and Dogma: The Great Indian Poverty Debate*, New Delhi, MacMillan.
- Lachaud, J.-P. 2000. *Pauvreté et inégalité en Afrique. Contribution à l'analyse spatiale*, Bordeaux, Série de recherche 4, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2001. *La dynamique de pauvreté au Burkina Faso. Eléments d'analyse*, Ouagadougou, miméo, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2002. *Pauvreté monétaire et privations des capacités en Afrique. Contribution à l'analyse des interactions*, Bordeaux, Série de recherche 6, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2003. *Pauvreté et inégalité au Burkina Faso. Profil et dynamique*, Ouagadougou, miméo, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2004. *Crise ivoirienne, envois de fonds et pauvreté au Burkina Faso*, Bordeaux, Document de travail 90, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2005. *La pauvreté a-t-elle diminué ou augmenté au Burkina Faso ? Evidence empirique fondée sur une approche non monétaire micro-multidimensionnelle*, Bordeaux, Document de travail 103, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Lanjouw, J., Lanjouw, P. 1997. *Poverty Comparisons with Noncomparable Data*, Washington, Policy Research Working Paper 1709, World Bank.
- Meulman, J.J. 1998. *Optimal Scaling Methods for Multivariate Categorical Data Analysis*, Leiden, mimeo, Faculty of Social and Behavioral Sciences, Leiden University.
- Minhas, B.S. 1988. « Validation of Large-Scale Sample Survey Data: Case of NSS Household Consumption Expenditure », *Sankhya*, B 50 : 1-63.
- Ministère de l'économie et des finances 2000. *Burkina Faso. Cadre de lutte contre la pauvreté*, Ouagadougou, Ministère de l'économie et des finances.
- Ministère de l'économie et du développement 2002. *Enquête sur les aspirations nationales. Rapport global de synthèse*, Ouagadougou, octobre, Ministère de l'économie et du développement.
- Ministry of Economy and Finance 2000. *Poverty Reduction Strategy Paper*, Ouagadougou, May 25, Ministry of Economy and Finance
- Ravallion, M. 1998. *Poverty Lines in Theory and Practice*, Washington, Working Paper 133, World Bank.
- Ravallion, M. 2004. *China (Uneven) Progress Against Poverty*, Washington, mimeo, September, World Bank.
- Reddy, S.G., Minoiu, C. 2005. *Chinese Poverty: Assessing the Impact of Alternative Assumptions*, Princeton, mimeo, April, Princeton and Columbia University.
- Reardon, T., Matlon, P.M. 1989. « Seasonal Food Insecurity and Vulnerability in Drought-Affected Regions of Burkina Faso », in D. Sahn (Eds), *Causes and Implications of Seasonal Variability in Household Food Security*, Baltimore, Johns Hopkins University Press.

Reardon, T., Fallu, A.A, Kelly, V., Delgado, C., Matlon, P., Hopkins, J., Badiane, O. 1993. « Agriculture-Led Income Diversification in the West African Semi-Arid Tropics: Nature, Distribution, and Importance of Production Linkage Activities », in Atsain, A. Wangwe, S. Drabek, A.G. (Eds), *African Economic Issues* (forthcoming).

Sahn, D.E., Stifel, D.C. 2000. « Poverty Comparisons Over Time and Across Countries in Africa », *World Development*, 28 : 2123-2155.

Sen, A.K. 1976. « Poverty: an Ordinal Approach to Measurement », *Econometrica*, 44(2) : 219-231.

-. 1985. *Commodities and Capabilities*, Amsterdam, North-Holland.

Scott, C., Amenuvegbe, B. 1990. *Effect of Recall Duration on Reporting of Household Expenditures. An Experimental Study in Ghana*, Washington, Working Paper 6, Social Dimensions of Adjustment in Sub-Saharan Africa.

Tesliuc, E.D. 2004. *Burkina Faso : Quid de la pauvreté ?*, Ouagadougou, miméo, Institut national de la statistique et de la démographie.

United Nations 2004. *National Accounts. Main Aggregate Database*, <http://unstats.un.org/unsd/snaama/Introduction.asp>.

UNCTAD 2002. *The Least Developed Countries Report 2002. Escaping the Poverty Trap*. Geneva, United Nations.

World Bank 2001. *World Development Report 2000/2001. Attacking Poverty*, New York, Oxford University Press.

Annexes

Tableau A1 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel des ménages – Burkina Faso 1994-2003¹

Modèle/année	Modèle I ¹						Modèle II ¹					
	1994		1998		2003		1994		1998		2003	
	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²
Constante	,471	25,983*	,640	35,015*	0,629	30,211*	1,459	34,098*	1,943	44,436*	1,998	42,221*
Log (depense/coût besoins alimentaires) ³	,078	6,535*	,095	7,268*	0,057	3,942*	-,082	-24,287*	-,104	-29,992*	-	-
[Log (depense/coût besoins alimentaires)] ²	-,024	-12,590*	-,033	-13,409*	-0,027	-10,932*	-,038	-11,395*	-,049	-14,290*	-	-
Log des dépenses par tête	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-,113	29,898*
Log de la taille du ménage	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-,057	15,832*
Education chef de ménage ⁴												
Primaire	-,034	-6,035*	-,048	-7,719*	-0,024	-3,938*	-,025	-4,298*	-,035	-5,601*	-,018	-3,063*
Secondaire	-,047	-6,295*	-,075	-10,546*	-0,045	-6,873*	-,039	-5,211*	-,056	-7,607*	-,034	-4,493*
Supérieur	-,015	-1,304	-,064	-4,960*	-0,050	-4,809*	-,047	-4,420*	-,066	-5,473*	-,056	-5,583*
Sexe chef de ménage												
Homme	,024	3,530*	,033	4,772*	0,040	5,673*	,026	3,672*	,033	4,742*	,046	6,503*
Statut matrimonial du chef de ménage												
Marié	,018	3,350*	-,001	-,219	-0,003	-,510	,007	1,246	-,021	-3,450*	-,024	-3,734*
Démographie du ménage ⁵												
Enfants – <5 ans	-,002	-,143	-,048	-2,943*	-0,049	-3,245*	-,012	-,716	-,066	-4,058*	-,071	-4,561*
Enfants – 5-14 ans	,044	2,767*	-,000	-,005	0,042	2,944*	,021	1,299	-,042	-2,834*	-,013	-,887
Adultes – 15-60 ans	-,036	-2,503*	-,053	-4,114*	-0,050	-3,962*	,003	,239	-,026	-2,044*	-,024	-1,903**
Localisation spatiale ⁶												
Boucle du Mouhoun	-	-	,084	8,817*	0,032	3,667*	-	-	,083	8,581*	,024	2,822*
Ouest	0,113	16,005*	-	-	-	-	,104	14,248*	-	-	-	-
Nord-Ouest	0,064	8,411*	-	-	-	-	,059	7,889*	-	-	-	-
Sahel	0,162	17,869*	,132	14,103*	0,048	5,157*	,154	16,577*	,149	15,598*	,058	6,247*
Est	0,026	3,183*	,078	8,380*	0,071	8,032*	,017	2,171*	,091	9,612*	,074	8,436*
Sud-Ouest	0,172	18,156*	,048	4,716*	0,057	5,782*	,168	17,440*	,057	5,357*	,056	5,769*
Centre-Nord	0,073	10,929*	,020	2,385*	0,053	6,004*	,069	10,187*	,033	3,744*	,061	7,147*
Centre-Ouest	-0,014	-1,837**	,058	6,149*	-0,022	-2,357*	-,020	-2,728*	,065	6,900*	-,020	-2,106*
Plateau central	-	-	,052	5,559*	-0,059	-6,237*	-	-	,056	5,796*	-,066	-7,159*
Nord	0,065	8,680*	,002	,276	0,069	7,808*	0,047	6,023*	,000	,058	,062	6,935*
Centre-Est	0,129	16,835*	,013	1,546	-0,012	-1,409	,125	15,546*	,016	1,813**	-,016	-1,818**
Centre	0,115	17,713*	-,006	-,391	-0,039	-2,807*	,113	17,054*	,008	,558	-,040	-2,924*
Cascades	-	-	-,021	-1,399	-0,050	-3,739*	-	-	-,020	-1,318	-,055	-4,184*
Centre-Sud	-	-	-,005	-,429	0,158	14,739*	-	-	-,003	-,257	,146	13,715*
Urbain centre	-	-	-,091	-10,284*	-0,062	-6,979*	-	-	-,078	-8,713*	-,068	-7,807*
Autre urbain	0,033	3,974*	-,057	-6,556*	-0,029	-3,670*	,028	3,357*	-,041	-4,653*	-,026	-3,364*
R ² ajusté	0,308		0,400		0,387		0,303		0,386		0,383	
F	183,12		236,26		224,55		178,66		223,00		220,69	
(sig F)	(0,000)		(0,000)		(0,000)		(0,000)		(0,000)		(0,000)	
Chi ² Breusch-Pagan	530,23		457,90		442,61		498,12		344,72		268,94	
N	8 5796		8 474		8 500		8 596		8 474		8 500	

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses alimentaires dans la dépense totale des ménages. Le modèle I permet de calculer les lignes de pauvreté, tandis que le modèle II conduit à générer l'élasticité e_{pd} de la part des biens alimentaires dans le budget des ménages par rapport aux dépenses par tête – $e_{pd} = a/w$, si $a =$ coefficient du log des dépenses par tête, et $w =$ part des dépenses alimentaires dans les dépenses totales des ménages ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Il s'agit du rapport de la dépense totale – alimentaire et non alimentaire – sur le coût du panier de biens des besoins nutritionnels de base (F.Cfa par tête et par an) : (i) 1994 : 21 766 ; 1998 : 45 758 (après correction des 12,5 pour cent) ; (iii) 2003 : 41 153 ; (4) Base = sans instruction ; (5) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie. Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues ; (6) Base = Hauts Bassins en 1998 et 2003 ; base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso en 1994.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994, 1998 et 2003.

Tableau A2 : Estimation des lignes de pauvreté, et des élasticités de la part des dépenses alimentaires par rapport aux dépenses totales par tête – Burkina Faso 1994-2003¹

Année Paramètre	1994	19985	2003
Approche du coefficient des dépenses alimentaires			
INSD (1996, 2000, 2004)	41 099	72 690	82 672
Ratio – 1994 = 1,000	1,000	1,769	2,012
Grimm, Günter (2004, 2005)	53 219	82 885	82 672
Ratio – 1994 = 1,000	1,000	1,557	1,553
Approche non paramétrique – courbe d'Engel²			
Auteur (2005) : estimation haute	42 344	75 435	84 505
Ratio – 1994 = 1,000	1,000	1,781	1,996
Auteur (2005) : estimation basse	30 270	58 524	54 736
Ratio – 1994 = 1,000	1,000	1,933	1,808
Auteur (2005) : estimation haute & calibrage INSD ⁶	41 425	73 799	82 672
Ratio – 1994 = 1,000	1,000	1,782	1,996
Approche paramétrique – courbe d'Engel³			
Auteur (2005) : estimation basse	308771	608801,972	547481,773
Ratio – 1994 = 1,000			
Elasticité			
Elasticité de la part des dépenses alimentaires/dépenses totales ⁴	-0,145	-0,162	-0,193

(1) Les seuils de pauvreté sont exprimés en F.Cfa par tête et par an ; (2) Les deux estimations ont été réalisées comme suit : (i) *estimation basse* : pour chaque échantillon, on calcule des dépenses non alimentaires au voisinage du point où les *dépenses totales par tête* Y_T équivalent à la ligne de pauvreté alimentaire Z_F . La moyenne générale des moyennes des dix intervalles en termes de centiles – 0,99 Z_F à 1,01 Z_F , etc. est effectuée, et est ajoutée à la ligne de pauvreté alimentaire ; (ii) (i) *estimation haute* : pour chaque échantillon, on calcule les dépenses totales par tête au voisinage du point où les *dépenses alimentaires par tête* Y_T équivalent à la ligne de pauvreté alimentaire Z_F . La moyenne générale des moyennes des dix intervalles en termes de centiles – 0,99 Z_F à 1,01 Z_F , etc. est effectuée ; (3) Estimations effectuées à partir des résultats des modèles I, tableau A1 ; (4) Calculées à partir des modèles II : $e_{pd} = a/w$, si a = coefficient du log des dépenses par tête, et w = part des dépenses alimentaires dans les dépenses totales des ménages ; (5) Pour toutes les estimations de 1998, sauf celles de l'INSD, l'agrégat des dépenses est diminué de 12,5 pour cent ; (6) L'estimation haute non paramétrique de 2003 est ramenée à celle de l'INSD de 2003.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994, 1998 et 2003.

Tableau A3 : Statistiques descriptives relatives aux actifs des ménages – Burkina Faso 1994, 1998 & 2003

Année Paramètre	EP I 1994 - %	Année Paramètre	EP II 1998 - %	Année Paramètre	EP III 2003 - %
1. Actifs physiques		1. Actifs physiques		1. Actifs physiques	
(i) Habitation		(i) Habitation		(i) Habitation	
Personnes/pièce ¹		Personnes/pièce ¹		Personnes/pièce ¹	
≤ 1,25	18,4	≤ 1,25	16,3	≤ 1,23 ³	15,8
1,26-1,66	17,0	1,26-1,66	16,9	1,24 ³ -1,66	18,9
1,67-2,00	19,6	1,67-2,00	19,6	1,67-2,00	20,5
2,01-2,50	15,0	2,01-2,50	13,3	2,01-2,50	12,8
2,51-3,50	17,6	2,51-3,50	16,8	2,51-3,50	17,1
≥ 3,51	12,5	≥ 3,51	17,1	≥ 3,51	15,1
Matériau des murs ¹		Matériau des murs ¹		Matériau des murs ¹	
Béton, pierres, parpaing, ciment	6,0	Béton, pierres, parpaing, ciment	10,8	Béton, pierres, parpaing, ciment	12,1
Briques cuites, tôles ⁴	10,1	Briques cuites, tôles	1,4	Briques cuites, tôles	0,6
Terre, brique de terre	80,1	Terre, brique de terre	80,4	Terre, brique de terre	83,6
Paille	3,2	Paille	6,4	Paille	3,5
Autre	0,6	Autre	1,1	Autre	0,1
Matériau du toit ¹		Matériau du toit ¹		Matériau du toit ¹	
Béton, tuiles	1,1	Béton, tuiles	0,5	Béton, tuiles	0,7
Tôles	37,2	Tôles	38,7	Tôles	41,1
Terre battue	30,6	Terre battue	27,0	Terre battue	27,9
Paille, autre	31,1	Paille, autre	33,8	Paille, autre	30,3
Matériau du sol ¹		Matériau du sol ¹		Matériau du sol ¹	
Carreau	1,0	Carreau	1,1	Carreau	1,2
Ciment	31,8	Ciment	32,9	Ciment	31,6
Terre battue, sable	64,9	Terre battue, sable	64,1	Terre battue, sable	67,0
Autre	2,2	Autre	1,9	Autre	0,2
Type d'aisance ¹		Type d'aisance ¹		Type d'aisance ¹	
Chasse avec fosse ⁷	1,4	Chasse avec fosse	1,3	Chasse avec fosse	1,1
Latrines à fosse	3,2	Latrines à fosse	0,6	Latrines à fosse	0,6
Latrines ordinaires	25,7	Latrines ordinaires	27,5	Latrines ordinaires	33,4
Dans la nature-autre	69,8	Dans la nature-autre	70,6	Dans la nature-autre	64,9
Evacuation des ordures ¹		Evacuation des ordures ¹		Evacuation des ordures ¹	
Poubelle	5,1	Poubelle	2,7	Poubelle	6,2
Fosse	8,5	Fosse	11,4	Fosse	13,4
Bac	4,8	Bac	2,5	Bac	2,5
Immondices publiques	67,9 ⁹	Immondices publiques	11,4	Immondices publiques	6,5
Immondices privées	-	Immondices privées	63,3	Immondices privées	58,7
Rue-autre	13,7	Rue-autre	8,7	Rue-autre	12,8
Eau potable pour boisson ¹		Eau potable pour boisson ¹		Eau potable pour boisson ¹	
Robinet intérieur propre	3,0	Robinet intérieur propre	3,6	Robinet intérieur propre	4,1
Robinet intérieur partagé	2,1	Robinet intérieur partagé	1,7	Robinet intérieur partagé	1,7
Fontaine publique	12,4	Fontaine publique	15,4	Fontaine publique	14,2
Forage	25,6	Forage	30,9	Forage	40,7
Puits avec buses	47,5 ⁵	Puits avec buses	11,4	Puits avec buses	8,6
Puits ordinaire	-	Puits ordinaire	26,8	Puits ordinaire	26,4
Rivière, cours d'eau, lac, autre	9,4	Rivière, cours d'eau, lac, autre	10,1	Rivière, cours d'eau, lac, autre	4,2
Energie pour la cuisson des aliments ¹		Energie pour la cuisson des aliments ¹		Energie pour la cuisson des aliments ¹	
Electricité, gaz,	2,0	Electricité, gaz,	2,7	Electricité, gaz,	2,9
Pétrole	0,7	Pétrole	1,1	Pétrole	0,2
Bois	88,3	Bois	87,7	Bois	91,4
Charbon de bois	1,5	Charbon de bois	4,8	Charbon de bois	4,0
Autre	7,5	Autre	3,7	Autre	1,5
Energie pour l'éclairage ¹		Energie pour l'éclairage ¹		Energie pour l'éclairage ¹	
Electricité, solaire, batterie	6,3	Electricité, solaire, batterie	7,9	Electricité, solaire, batterie	10,2
Gaz, torche	0,1	Gaz, torche	13,0	Gaz, torche	13,3
Pétrole	68,6	Pétrole	65,7	Pétrole	71,7
Bois	14,9	Bois	10,4	Bois	4,3
Bougie, autre	10,1	Bougie, autre	3,0	Bougie, autre	0,5
(ii) Biens durables		(ii) Biens durables		(ii) Biens durables	
Réfrigérateur ²	2,7	Réfrigérateur ²	3,6	Réfrigérateur ²	3,9
Télévision ²	5,2	Télévision ²	7,5	Télévision ²	9,7
Radio ²	42,0	Radio ²	53,0	Radio ²	67,7
Machine à coudre ²	4,3	Machine à coudre ²	3,7	Machine à coudre ²	2,7
Cuisinière moderne – gaz ²	6,3	Cuisinière moderne – gaz ²	7,6	Cuisinière moderne – gaz ²	7,2
Bicyclette ²	65,5	Bicyclette ²	72,6	Bicyclette ²	80,0
Mobylette, moto ²	23,7	Mobylette, moto ²	24,2	Mobylette, moto ²	22,7
Automobile, véhicule privé ²	1,7	Automobile, véhicule privé ²	2,2	Automobile, véhicule privé ²	2,3
Téléphone ²	1,4	Téléphone ²	2,1	Téléphone ²	5,0
2. Actifs humains		2. Actifs humains		2. Actifs humains	
Instruction du chef		Instruction du chef		Instruction du chef	
Supérieur	1,2	Supérieur	1,7	Supérieur	2,0
Secondaire 2c	2,6	Secondaire 2c	3,4	Secondaire 2c	3,1
Secondaire 1c	3,4	Secondaire 1c	3,9	Secondaire 1c	4,2
Primaire complet	4,9	Primaire complet	5,1	Primaire complet	5,7
Primaire incomplet	5,7	Primaire incomplet	3,3	Primaire incomplet	3,6
Sans instruction	82,2	Sans instruction	82,5	Sans instruction	81,3
Taux de non-éducation combiné/ménage ⁴	57,4	Taux de non-éducation combiné/ménage ⁴	58,8	Taux de non-éducation combiné/ménage ⁴	53,5
3. Actifs sociaux - transferts réels reçus⁴		3. Actifs sociaux - transferts réels reçus⁴		3. Actifs sociaux - transferts réels reçus⁴	
> 2,07	6,3	> 1,37	5,0	> 0,60	3,1
0,78-2,07	7,4	0,68-1,37	6,4	0,30-0,60	1,8
0,36-0,78	8,0	0,34-0,68	4,9	0,13-0,30	4,1
0,14-0,36	8,9	0,17-0,34	5,7	0,06-0,13	2,9
< 0,14	7,2	< 0,17	7,2	< 0,06	14,2
0,00	62,3	0,00	70,7	0,00	73,9
N – ménages	8608	N – ménages	8311	N – ménages	8053

(1) Variable exprimant un classement ordinal par ordre croissant – lorsque l'on se déplace vers le bas – de précarité. Le total est égal à 100 ; (2) Existence de ces actifs – moyenne. Dans l'analyse, ces variables font aussi d'un classement ordinal par ordre croissant de précarité ; (3) La limite diffère très légèrement avec celle de 1998 ; (4) Taux combiné de l'inverse du taux net de scolarisation des 7-14 ans et du taux d'analphabétisme des 15 ans et plus, la pondération étant, respectivement, des deux tiers et du tiers ; (5) Ratio du montant des transferts réels – déflatés par un indice régional des prix – et du seuil de pauvreté ; (6) Semi-dur ; (7) WC avec chasse ; (8) Immondices privées et publiques ; (9) Ensemble des puits.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994, 1998 et 2003.

Tableau A4 : Statistiques relatives aux analyses en composantes principales non linéaire fondées sur les actifs des ménages – Burkina Faso 1994, 1998 & 2003¹

Année	EP I 1994		Année	EP II 1998		Année	EP III 2003	
Paramètre	Dimension		Paramètre	Dimension		Paramètre	Dimension	
	1	2		1	2		1	2
Corrélations entre composantes et variables initiales								
1. Actifs physiques			1. Actifs physiques			1. Actifs physiques		
(i) Habitation			(i) Habitation			(i) Habitation		
Personnes/pièce	0,266	-0,063	Personnes/pièce	0,324	-0,171	Personnes/pièce	0,230	-0,473
Matériau des murs	0,755	-0,094	Matériau des murs	0,757	-0,088	Matériau des murs	0,760	-0,040
Matériau du toit	0,684	-0,529	Matériau du toit	0,689	-0,463	Matériau du toit	0,622	0,251
Matériau du sol	0,732	-0,466	Matériau du sol	0,736	-0,398	Matériau du sol	0,764	0,155
Type d'aisance	0,735	-0,328	Type d'aisance	0,787	-0,218	Type d'aisance	0,754	0,097
Evacuation des ordures	0,562	0,001	Evacuation des ordures	0,532	-0,102	Evacuation des ordures	0,683	-0,040
Eau potable pour boisson	0,792	-0,082	Eau potable pour boisson	0,807	-0,117	Eau potable pour boisson	0,826	-0,010
Energie cuisson aliments	0,492	0,303	Energie cuisson aliments	0,497	0,202	Energie cuisson aliments	0,509	-0,350
Energie l'éclairage	0,770	0,138	Energie l'éclairage	0,606	-0,158	Energie l'éclairage	0,817	-0,046
(ii) Biens durables			(ii) Biens durables			(ii) Biens durables		
Réfrigérateur	0,654	0,503	Réfrigérateur	0,643	0,505	Réfrigérateur	0,689	0,007
Télévision	0,731	0,305	Télévision	0,729	0,315	Télévision	0,791	0,042
Radio	0,538	-0,328	Radio	0,447	-0,238	Radio	0,336	0,569
Machine à coudre	0,258	0,012	Machine à coudre	0,186	0,013	Machine à coudre	0,194	0,199
Cuisinière moderne – gaz	0,724	0,262	Cuisinière moderne – gaz	0,740	0,268	Cuisinière moderne – gaz	0,745	-0,144
Bicyclette	-0,068	0,001	Bicyclette	-0,159	0,167	Bicyclette	-0,148	0,673
Mobylette, moto	0,618	-0,252	Mobylette, moto	0,575	-0,059	Mobylette, moto	0,597	0,265
Automobile	0,504	0,484	Automobile	0,519	0,513	Automobile	0,533	0,077
Téléphone	0,507	0,507	Téléphone	0,496	0,540	Téléphone	0,700	-0,005
2. Actifs humains			2. Actifs humains			2. Actifs humains		
Instruction du chef	0,739	0,214	Instruction du chef	0,765	0,143	Instruction du chef	0,776	-0,162
Taux de non-éducation combiné/ménage	0,678	-0,272	Taux de non-éducation combiné/ménage	0,694	-0,232	Taux de non-éducation combiné/ménage	0,667	-0,117
3. Actifs sociaux - transferts réels reçus	0,336	-0,134	3. Actifs sociaux - transferts réels reçus	0,142	-0,120	3. Actifs sociaux - transferts réels reçus	0,137	-0,085
Récapitulatif du modèle								
Alpha de Cronbach ² total = 0,943	0,916	0,511	Alpha de Cronbach ² total = 0,936	0,911	0,433	Alpha de Cronbach ² total = 0,942	0,923	0,305
Total (valeur propre) total = 9,774	7,823	1,950	Total (valeur propre) total = 9,249	7,546	1,703	Total (valeur propre) total = 9,680	8,270	1,410
% de variance expliquée total = 46,542	37,254	9,288	% de variance expliquée total = 44,045	35,933	8,112	% de variance expliquée total = 46,094	39,379	6,714
N – ménages	8608		N – ménages	8311		N – ménages	8053	

(1) Voir le tableau A1 pour la spécification des variables ; (2) Basée sur la valeur propre totale.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994, 1998 et 2003.

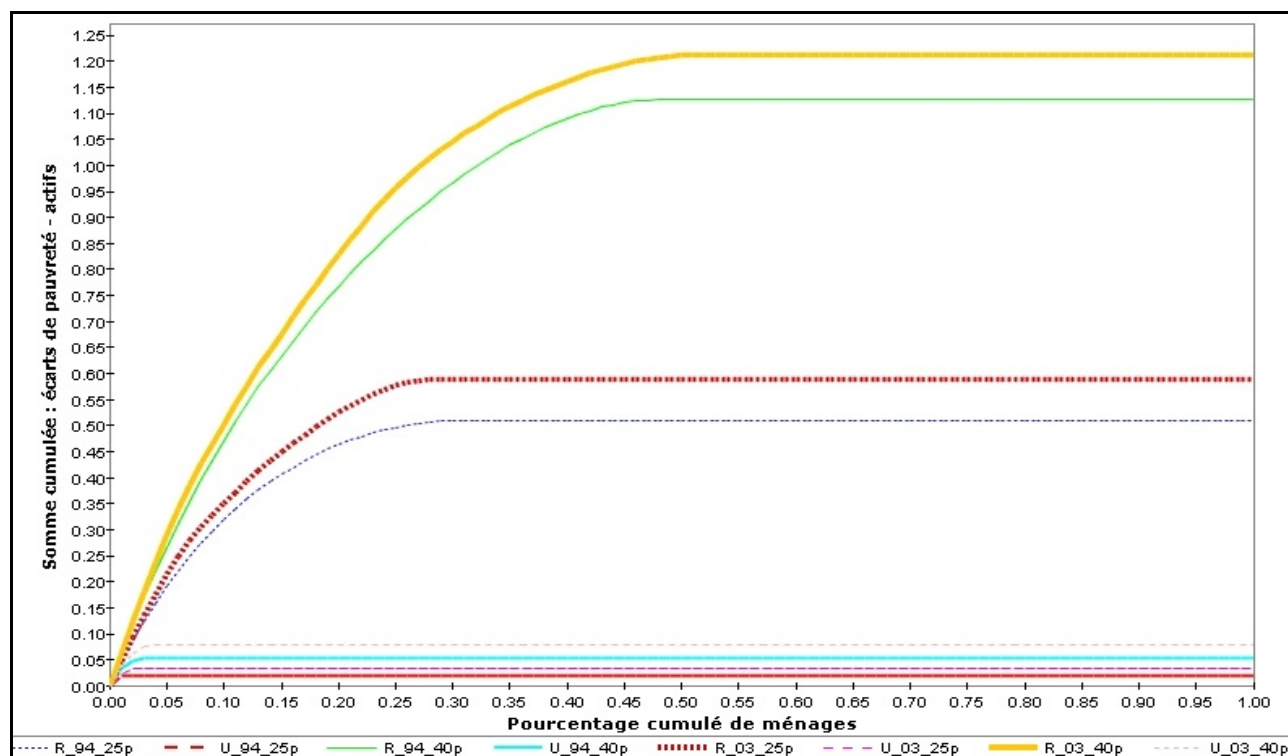


Figure A1 : Test de dominance stochastique de deuxième ordre selon les 25° et 40° percentiles de l'indice des actifs des ménages de 1994, et les milieux rural (R) et urbain (U) – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003

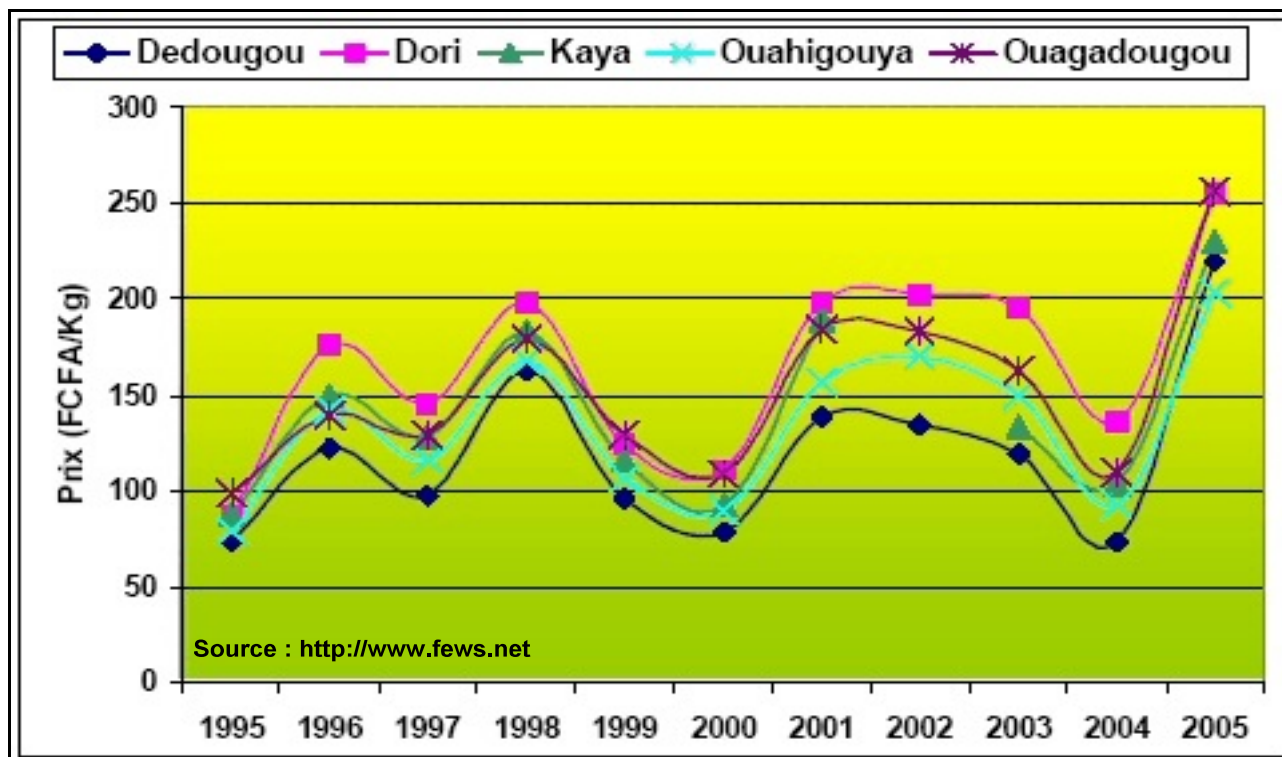


Figure A2 : Evolution du prix du mil durant le mois de juin des années 1995 à 2005 – Burkina Faso